

Université d'Es-sénia ORAN
Faculté des sciences économiques, sciences de gestion et sciences
commerciales

Mémoire de magistère en Sciences économiques
Option : Économie internationale

L'intégration des pays du Maghreb
dans les marchés financiers
internationaux.
« Tunisie, Maroc »

présentée et soutenue par :
Mme. BENHEDDI Ibtissem

Sous la direction de :
Mr. DERBAL Abdelkader
Professeur, Université d'Oran

Jury :

<u>Président :</u>	Mr. ABDELLAOUI Mohamed	Maître de conférences, Université d'Oran
<u>Rapporteur :</u>	Mr. DERBAL Abdelkader	Professeur, Université d'Oran
<u>Examineur:</u>	Mr. KOUIDRI Ahmed	Professeur, Université d'Alger
<u>Examineur :</u>	Mr. MALIKI Bahaeddine samir	Maître de conférences, Université de Tlemcen

2008 - 2009

L'intégration des pays du Maghreb
dans les marchés financiers
internationaux.

« Tunisie, Maroc »

Ibtissem BENHEDDI

« C'est dans la pratique qu'il faut que l'homme prouve la vérité »

Karl Marx.

À mes très chers parents

À Morad

À toi Mohamed Yasser

Remerciement

Je voudrai exprimer mes remerciements à Monsieur Abdelkader DERBAL pour avoir accepté d'assurer la direction de ce mémoire. Il a su à la fois me prodiguer d'utiles critiques et surtout de m'accorder une grande liberté dans l'organisation de ce travail.

Je désire également témoigner ma profonde reconnaissance à Monsieur Abdellah BENHEDDI d'avoir accepté de co-diriger ce travail, Je le remercie pour ses conseils et encouragements constants, pour son aide précieuse, pour ses recommandations éclairées et exigeantes.

Mes remerciements vont également aux membres du jury pour avoir bien voulu juger ce travail.

La rédaction de ce mémoire doit également à ma sœur Radia, une lectrice attentive et rigoureuse.

Ma gratitude va aussi à Monsieur Djarloul professeur de Français à l'université de Tlemcen

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à mon frère Mohamed El-Mokhtar de m'avoir fourni le logiciel Eviews.

Je tiens à remercier vivement Mr Benbouziane et Mr Benamar de l'université de Tlemcen pour leur soutien et leur générosité professionnelle.

Je voudrai remercier les destins de m'avoir fait rencontrer de fidèles amis qui n'ont pas hésité de m'aider dès que j'en ai eu besoin.

Mes remerciements vont aussi à tous ceux qui ont permis que ce travail se déroule dans de bonnes conditions.

Enfin, ce travail n'aurait pas vu le jour sans l'aide précieuse apportée par tous les membres de ma famille, que je voudrais les remercier pour leur patience et leur amour infini et je souhaite leur demander de m'excuser de les avoir négligés ces derniers temps.

Sommaire

Introduction générale

Chapitre 1 :Contexte théorique

Section 1 : L'intégration financière internationale.

Section 2 : Antécédents et travaux connexes.

Chapitre 2 :L'ouverture financière des pays du Maghreb

Section 1 : le secteur financier dans le Maghreb.

Section 2 : Présentation des données.

Section 3 : Analyses empiriques préliminaires.

Chapitre 3 :Recherche des équilibres de long terme

Section 1 : La stationnarité des séries.

Section 2 : Nombre de relations de cointégration.

Section 3 : Estimation de nombre de relation de cointégration avec ruptures structurelles.

Chapitre 4 :Interdépendances financières à court terme ?

Section 1 : Estimation du modèle à correction d'erreur.

Section 2 : Détermination de relations causales.

Section 3 : Analyse de l'impact des chocs.

Conclusion générale

Annexes

Bibliographie

Listes des sigles

Liste de tableaux

Liste des figures

Table des matières

Introduction Générale

Motivation

La déréglementation et la libéralisation des marchés financiers internationaux ont provoqué un vif intérêt chez les financiers et les économistes. Par conséquent, la littérature empirique de la finance s'est largement focalisée sur l'accroissement de l'interdépendance entre les principaux marchés financiers.

Suite aux succès culminant dans les années 80 des économies dites dragons et tigres d'Asie, l'intérêt des économistes s'est orienté vers les marchés émergents¹. L'intérêt suscité par les marchés émergents peut s'expliquer par au moins deux raisons. Premièrement, ces marchés recèlent de nouvelles opportunités en terme de rendements conséquence d'une croissance vigoureuse. Deuxièmement parce que les actifs de ces pays ont été perçus comme un moyen de diversification, puisque cette dernière entraînerait une diminution du risque. Néanmoins ce potentiel de performance pour l'investisseur a été remis en question par les séries des crises financières de la décennie 90 notamment en Asie. Ce qui a momentanément centré l'intérêt vers une autre perception de l'interdépendance à savoir la contagion.

Le renouveau du dynamisme asiatique d'une part et l'ouverture des économies de nouvelles régions comme la MENA² d'autre part ont motivé de nouvelles recherches sur les intégrations régionales et globale, notamment du point de vue financier.

¹ Nous entendons par les pays émergents, les pays en développement qui ont connu un approfondissement financier et des entrées de capitaux significatifs. Ainsi, au sens de l'institut international des finances, 29 pays sont concernés : en Asie Pacifique (chine, Corée du sud, inde, Indonésie, Pérou, Uruguay, Venezuela) ; en Europe (Bulgarie, Fédération de Russie, Hongrie, Pologne, République tchèque, Roumanie, Slovaquie, Turquie) en Afrique- moyen orient (Afrique de sud, Algérie, Égypte, Maroc, Tunisie).

² Meadle East and North Africa, Moyen orient et Afrique du Nord

Plusieurs recherches publiées³ examinent les liens internationaux des marchés boursiers aux États-Unis, en Europe, au Japon voire même aux marchés boursiers latino-américains. Cependant jusqu'aux années 2000 une recherche limitée couvrait les interdépendances entre les marchés financiers internationaux et les marchés boursiers émergents arabes. La présente étude, propose de conduire une évaluation critique des travaux existants et une réactualisation autour d'une série d'expériences économétriques basées sur des données récentes privilégiant le cadre maghrébin. Des questions touchant aux potentiels de cette région dans le cadre des notions d'intégration financière, et de diversification de portefeuilles financiers sont réexaminées.

Cadre et Objectifs de l'étude

Lorsqu'on invoque la finance internationale contemporaine, on considère qu'il existe un vaste marché financier mondial dont les parties sont solidaires et interdépendantes. Historiquement, il s'est constitué sur la base d'un mouvement progressif d'intégration économique. Actuellement ce marché mondial est dominé par les économies dites développées dont celles des États-Unis, de l'Europe et du Japon auxquelles s'insèrent graduellement les économies dites émergentes.

La libéralisation adoptée par les pays du Maghreb à l'instar des autres pays en développement part du postulat qu'une économie ouverte conduit à la croissance. Parallèlement à l'ouverture commerciale une insertion financière est supposée attirer des investisseurs différents. S'agissant des pays du Maghreb, l'intégration financière constitue toujours un objectif primordial à atteindre pour les autorités financières. Pour cela un ensemble d'accords bilatéraux de libres échanges est entamé (accord d'Agadir, UMA....).

L'objectif du travail entrepris ici est de répondre à la question suivante :

³AGGARWAL, LUCY, MUCKLEY(2002),...

-
- ***Est-ce que les efforts d'ouverture initiés par les pays du Maghreb⁴ ont conduit à une relative intégration financière?***

Afin de répondre à cette question, il est indispensable de savoir :

- Comment l'intégration des marchés financiers a été mesurée par les travaux antérieurs ?
- Quelles conclusions ont été retenues s'agissant des pays émergents ?
- Quels outils empiriques peuvent aider à mesurer cette éventuelle intégration ? et quelles sont les implications ?

Les hypothèses de recherche formulées initialement sont :

Hypothèse 1 : Au vue des progrès accomplis et des réformes conduites, il existe vraisemblablement des relations d'interdépendance entre les marchés des capitaux des pays du Maghreb considérés et les marchés financiers internationaux.

Hypothèse 2 : Étant donné les relations historiques, commerciales ainsi que la proximité géographique, l'intégration des marchés financiers du Maghreb serait plus importante avec les marchés européens qu'avec le reste du monde.

Hypothèse 3 : La démarche d'intégration régionale « Accord d'Agadir » est trop récente pour que des conséquences sur les interdépendances des pays adhérents puisse être décelées empiriquement.

⁴ L'étude du marché financier Maghrébin se réduit aux marchés tunisien et marocain vu l'inexistence de marchés boursiers dans le reste du Maghreb.

Organisation du mémoire

La présentation du travail est résumée dans ce qui suit :

Le premier chapitre intitulé « *contexte théorique* », est consacré à un état des lieux de la littérature disponible sur l'intégration financière internationale. L'objectif est de mieux comprendre et tirer profits des contributions antérieures. Pour ce faire la progression se fera ainsi :

La première section reprend le concept d'intégration dans la littérature de l'économie financière. Une revue de la littérature afférente à la question est l'objet de la deuxième section.

Dans le deuxième chapitre, nous nous intéresserons aux données utilisées, et à une investigation empirique préliminaire. Après une présentation des réformes et efforts entrepris par les pays du Maghreb, deux objectifs sont recherchés :

- Mesurer les performances comparées des différents indices boursiers considérés pour connaître leurs pertinences pour la diversification dans un portefeuille financier. Cet aspect recèle une importance particulière car certains auteurs associent segmentation avec fort potentiel de diversification.
- Comme les analyses empiriques et théoriques des dernières décennies ont remis en question certaines hypothèses relatives aux distributions des rendements, il a semblé opportun de reconduire l'expérience pour notre échantillon. De plus, la perception des risques des marchés émergents aggravée par les crises financières des années 90 pousse à s'interroger si ces pays sont plus risqués.

La première section de ce chapitre dresse l'état de la libéralisation financière dans les marchés boursiers de la région du Maghreb. La deuxième

section expose le panel utilisé, et enfin la troisième répond aux questions citées ci-dessus.

Une discussion des résultats des expériences économétriques sur l'intégration des marchés étudiés est entreprise dans le troisième chapitre. Le but est de déceler l'existence de relations de long terme entre les différents marchés qui compose notre échantillon. Pour cela l'organisation de ce chapitre sera comme suit :

La première section est consacrée à l'étude de la stationnarité, première condition pour effectuer les tests de cointégration. L'estimation de nombre de relation de cointégration est réalisée dans la deuxième section. La troisième sert à confirmer l'existence de relations de long terme en incluant des ruptures structurelles.

Le quatrième chapitre, comprend les analyses des interdépendances financières de courts termes pour ce fait on a eu recours à la notion de causalité au sens de Granger ainsi qu'aux analyses de l'impact des chocs. Ce chapitre est structuré de la façon suivante :

Nous avons abordé dans la première section l'estimation du modèle à correction d'erreur. La deuxième section s'intéresse à l'étude des relations causales entre les différents marchés émergents et développés. La dernière section expose les décompositions des variances d'erreur et les analyses impulsionnelles afin de préciser les relations entre les marchés considérés.

Chapitre I Contexte
théorique

Chapitre I.1. Introduction

La nouvelle conjoncture économique internationale implique le passage d'un système financier séparé par des frontières nationales à un système financier global : c'est le phénomène de la globalisation financière. En ce sens, l'intégration financière apparaît comme un axe principal de la globalisation.

L'étude de l'intégration financière internationale pose diverses questions de définition et de tests empiriques. L'objectif de ce chapitre est de mettre l'accent sur le fait qu'il existe un vaste marché financier dont les parties sont solidaires et interdépendantes.

Au cours de ce chapitre nous reprenons dans la première section la notion de l'intégration dans la littérature d'économie financière, ses conditions et son impact sur la diversification internationale. Nous exposons dans la deuxième section, les antécédents dans la littérature financière et les travaux afférents aux hypothèses cités auparavant.

Chapitre I.2. Intégration financière internationale

Chapitre I.2. 1. Définitions

Parmi les nombreuses définitions de « *l'intégration financière internationale* » présentes dans la littérature, nous évoquons les trois définitions suivantes, données respectivement par : **Bourguinat**¹, **Blancheton** et **Maveyraud-tricoire**², **Baele et al.**³.

Définition 1.

« *Le processus de mise en communication, de plus en plus poussé, des marchés nationaux de capitaux qui conduit à un marché mondial en voie d'unification croissante.* »

Définition 2.

« Un processus de rapprochement des marchés nationaux et/ou régionaux qui se traduit par une égalisation du prix des actifs et par un mouvement accentué des capitaux. »

Définition 3.

« *Le marché pour un ensemble donné d'instruments et/ou de services est entièrement intégré si tous les participants du marché potentiel avec les mêmes caractéristiques appropriées :*

¹ BOURGUINAT, Henri. *Finance internationale, après l'euro et les crises*. Puf, Paris, 1999.

² BLANCHETON Bertrand, SAMUEL MAVEYRAUD-TRICOIRE. *Les indicateurs d'intégration financière internationale : un faisceau de mesures convergent*. Cahiers du GRES, Cahier n° 2006 – 13, avril 2006.

³ BAELE Lieven, ANNALISA FERRANDO, PETER HORDAHL, ELIZAVETA KRYLOVA et CYRIL MONNET. *Measuring Financial Integration in The euro area*. Occasional paper series N°. 14, avril 2004.

1. *font face à un ensemble de règles simple, quand ils décident de traiter ces instruments et/ou services ;*
2. *ont l'égalité d'accès à l'ensemble mentionné ci-dessus d'instruments et/ou de services;*
3. *sont traités également quand ils sont en activité sur le marché.»*

En théorie des marchés sont dits intégrés *si et seulement si* des actifs ayant le même risque et qui s'échangent sur plusieurs marchés génèrent le même rendement en tenant compte du taux de change. L'intégration financière implique alors l'absence d'un différentiel entre les primes de risque sur des actifs financiers identiques négocié sur des marchés financiers différents.

L'opérateur financier parle d'intégration financière internationale pour faire référence à la liaison plus avancée des marchés financiers nationaux ainsi qu'à la restructuration et l'éclatement des différents marchés internationaux de capitaux, instaurant un marché mondial, favorisant une circulation dense et fluide de l'épargne.

Chapitre I.2. 2. Conditions de l'intégration financière internationale

L'intégration financière internationale sera d'autant plus forte que seront réunies deux conditions⁴ : *la mobilité des capitaux et la substituabilité des actifs*. Une économie est intégrée internationalement si les flux de capitaux peuvent entrer et sortir librement du pays et si les actifs financiers nationaux sont de bons substituts des actifs financiers des autres pays.

Chapitre I.2. 2. 1. Mobilité des capitaux

⁴ LA BRUSLERIE Hubert, Jean MATHIS. *L'intégration partielle des marchés financier internationaux:modélisation et test empirique*. ANNALES D'ECONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 46, 1997.

Elle implique le déplacement géographique d'une place financière à une autre et d'un pays à un autre. La mobilité des capitaux permet des arbitrages entre les différents actifs ainsi qu'une allocation efficiente du capital du point de vue de la diversité de ses affectations aussi bien industrielles que géographiques.

Chapitre I.2. 2. Substituabilité des actifs

Deux actifs sont substituables s'ils sont indiscernables du point de vue des risques qui leur sont attachés. Dans une situation d'équilibre des marchés, les taux de rendement anticipés de ces deux actifs sont identiques, pour peu qu'il y ait mobilité parfaite des capitaux. Il faut entendre par là un accès identique de tous les agents à tous les actifs.

Chapitre I.2. 3. Intégration financière et diversification internationale

La diversification est l'un des outils intéressants pour la réduction du risque total du portefeuille contenant des titres internationaux. Par ailleurs, même en diversifiant considérablement un portefeuille national, il n'est pas possible d'écarter le risque de marché de la place financière considérée, du fait de l'existence d'un degré de corrélation assez élevé au sein d'une économie nationale. Pour ce faire, la diversification internationale du portefeuille facilite la réduction du risque. Ainsi un investisseur place son épargne sur plusieurs marchés, alors, à condition que les marchés soient peu corrélés entre eux, un choc affectant un pays aura une incidence plus modérée sur son portefeuille c'est-à-dire à hauteur de la part de ses actifs placés dans ce pays. Ainsi, même lorsque les rendements sont identiques, le risque encouru est moins grand lorsque l'investisseur diversifie ses placements que lorsqu'il place ses capitaux sur le marché national.

En effet pour un investisseur l'intégration financière présente notamment l'avantage de réduire le coût de capital grâce à un meilleur partage des risques, voir entre autres, *Bekaert et*

*Harvey*⁵ .Pour cela, ces derniers expliquent que l'augmentation du degré d'intégration entre les marchés s'explique en grande partie par le rôle des investisseurs internationaux opérant sur les différents marchés de capitaux.

L'effet global de l'intégration financière internationale sur le rendement des stratégies de diversification est **ambigu**⁶.

L'intégration financière internationale rend d'un côté, la diversification internationale de portefeuilles plus efficace. Il est évident qu'au fur et à mesure que les marchés financiers deviennent déréglementés et plus interdépendants, il s'avère de plus en plus facile de passer d'un marché à un autre et c'est tout le champ de la diversification qui s'élargit. Pour cette raison, globalisation et diversification internationale de portefeuille semblent aller de paire.

D'autre côté, Les gains escomptés de la diversification internationale de portefeuilles sont en fonction des rentabilités et des volatilités des marchés sélectionnés. Ces dernières sont déterminées par les différents facteurs de risque. Dans un marché parfaitement intégré, les rentabilités sont déterminées par des facteurs mondiaux de risque. Au contraire, dans un marché strictement segmenté, ce sont les facteurs locaux qui sont décisifs. Plus un marché financier est intégré au marché mondial plus ses actifs financiers deviennent sensibles aux facteurs internationaux (*les variations des cours, les comportements des opérateurs et les effets de contagion*) ce qui réduirait les bénéfices de la diversification⁷.

⁵ BEKAERT, Greet et Campbell R HARVEY. « Foreign Speculators and Emerging Equity Markets» dans *Journal of Finance*, 55. Pages565-613, 2000.

⁶ LAHRÈCHE-RÉVIL, Amina. *L'économie mondiale 2003, Intégration internationale et interdépendances mondiales*. Éditions La Découverte, coll. « Repères », Paris, 2002.

⁷ AROURI, Mohamed El Hedi. « Intégration financière et diversification internationale des portefeuilles» dans *Économie et Prévision*, n°168, 2005.

Chapitre I.3. Antécédents et travaux connexes

La déréglementation et la libéralisation des marchés financiers internationaux ont suscité un vif intérêt chez les financiers et les économistes. Plusieurs travaux se sont en effet intéressés à l'étude de l'intégration des marchés financiers, et ce en essayant de déterminer les mécanismes par lesquels les mouvements de capitaux sont transmis d'un marché à un autre et d'identifier par conséquent, le lien de causalité éventuel entre les marchés.

*Lane et Milesi-Ferretti (2003)*⁸ stipulent que l'intégration financière internationale a augmenté. D'une part, les restrictions du compte de capital ont été délaissées dans plusieurs pays. D'autre part, les barrières aux capitaux et aux investissements étrangers sont abolies et le niveau d'activité dans les marchés financiers internationaux a augmenté considérablement ces dernières années.

Le développement économique a débouché sur un certain nombre de problèmes empiriques spécifiques qui nécessitaient la mise au point d'outils appropriés.

Quatre lectures du phénomène de mesure de l'intégration financière internationale peuvent être exposées : mesure à la Feldestin Horioka, mesure par le modèle d'évaluation des actifs financiers, mesure par la corrélation, et enfin, mesure par la méthode de cointégration.

Chapitre I.3. 1. Approche Feldestein Horioka

Examiner si une nation peut facilement être financée par les capitaux étrangers est un élément de mesure du degré d'intégration des marchés financiers. Pour cela il faut se pencher sur la relation entre l'*épargne nationale* et l'*investissement national*. Dans un monde segmenté, le niveau de l'investissement national est contraint par le montant de l'épargne nationale. Dans un monde financièrement intégré, l'investissement national peut être financé par l'épargne nationale

⁸ LANE, Philip R et Gian Maria Milesi, FERRETTI. « International Financial Integration » dans *IIIS Discussion Paper* No. 03, 9, janvier 2003.

et la corrélation entre épargne nationale et investissent national est donc plus lâche. On peut donc déduire d'une mesure du degré de corrélation entre épargne et investissements nationaux une estimation du degré d'intégration financière internationale. Cette approche a été initiée par **Feldstein et Horioka**⁹.

Dans leur étude **Feldstein et Horioka (1980)**¹⁰ utilisent la corrélation entre le taux d'épargne national et le taux d'investissement domestique comme indicateur de la mobilité du capital à long terme. Leur analyse réalisée en coupe instantanée à partir d'un échantillon de 16 pays de l'OCDE sur la période 1960-1974.

Une forte corrélation entre les deux grandeurs (taux d'épargne et investissement domestique) serait la preuve d'un faible degré de mobilité des capitaux et par cela d'un faible degré d'intégration financière. Feldestein et Horioka obtiennent un coefficient moyen de 0,89 sur l'ensemble de l'échantillon considéré. Les taux de l'épargne et d'investissement domestique étant presque parfaitement corrélés positivement, il en déduisent une mobilité quasi nulle des capitaux.

De nombreuses études menées en coupe instantanée ou à partir des analyses des séries temporelles ont confirmé les résultats de **Feldstein- Horioka ; Tobin (1983), Murphy (1984), Baxter et Crucini (1993)** suggèrent que la corrélation élevée de l'épargne et de l'investissement domestiques peut refléter au niveau de l'estimation l'importance de la taille du système financier d'un pays sur le plan international¹¹.

Le résultat de Feldestein Horioka semblait contradictoire avec l'intégration croissante des marchés de capitaux observée depuis les années 1970. Ainsi une approche par les taux d'intérêt fait clairement apparaître un degré élevé de mobilité. C'est le paradoxe de Feldestein Horioka.

⁹ LEONARD, Jacques et Dominique NAMUR. « Intégration vers segmentation : une réinterprétation des tests a la Feldstein Horioka » dans Conférence international de finance, Tunisie, mars 2001.

¹⁰ BOURGUINA, Henri.*op.cit.*

¹¹CORBIN, Annie. « Effet Spécifique Individuel et Paradoxe de Feldstein-Horioka : Une Analyse de l'Économétrie de Panel ». G.R.A.P.E. (Groupe de Recherche en Analyse et Politique Économiques) Université Montesquieu BORDEAU IV. Dans *journées internationales d'économies monétaire et bancaire*, Lisbonne du 7 au 9 juin 2000.

Chapitre I.3. 2. Approche des modèles d'évaluation des actifs financiers

Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) introduit par *Sharpe (1964)* et *Lintner (1965)* Comme son nom l'indique, est utilisé pour évaluer des actifs financiers dans un marché en équilibre. Il est fondé sur le fait que seul le risque de marché, ou le risque non diversifiable, est rémunéré par les investisseurs. Un investisseur supportant le risque individuel associé à un titre (risque spécifique) n'est pas récompensé. La rentabilité exigée par un investisseur est alors égale au taux de l'actif sans risque majoré d'une prime de risque uniquement liée au risque du marché.

Le MEDAF permet d'identifier l'intégration des marchés financiers par l'absence d'un écart entre les primes de risque pour les actifs financiers identiques échangés sur des places financières différentes, alors ce modèle aide à valider l'hypothèse de l'intégration des marchés en éliminant les valeurs des actifs financiers cotés sur ces marchés boursiers lorsque les marchés des capitaux sont intégrés, les actifs financiers ayant les mêmes caractéristiques en terme de risque procurent des rendements espérés identiques qu'ils soient échangés ou non sur le même marché national.

Un test empirique a été entrepris par *LA Bruslerie et Mathis (1997)*¹² sur un échantillon restreint à six pays : France, Allemagne, Canada, Grande Bretagne, Japon, États-Unis, pour une période s'étendant du 1^{er} décembre 1986 au 15 novembre 1993. Les résultats obtenus ne permettent pas de rejeter le modèle d'intégration financière internationale testé. Il est possible de conclure que les résultats empiriques sont davantage cohérents avec l'hypothèse de segmentation partielle par agents. La forte instabilité des valeurs estimées des coefficients va dans le sens d'une intégration restreinte à certains investisseurs internationaux.

¹² LA BRUSLERIE, Hubert et Jean MATHIS. *Op.cit.*

Kasch-Haroutounian et Price(2003)¹³ abordent la question de l'intégration des bourses de valeurs mobilières des pays émergents dans les marchés financiers internationaux en examinant des restrictions d'évaluation du MEDAF international simultanément pour quatre bourses : deux marchés développés (États-Unis et Allemagne) et deux marchés émergents de l'Europe centrale (Hongrie et Pologne). Les résultats indiquent que le prix mondial du risque de covariance est positif et égal à travers les marchés, et soutient l'hypothèse de l'intégration des marchés émergents de l'Europe centrale avec le marché international.

Bekaert et Harvey et Ng (2003)¹⁴ ont utilisé le modèle d'évaluation des actifs financiers pour mesurer le degré d'intégration entre les marchés européens, des États-Unis et de Royaume-Uni. Ils ont prouvé que les marchés européens possèdent la corrélation conditionnelle la plus élevée avec les États-Unis.

Arouri (2005)¹⁵ choisi d'utiliser le modèle d'évaluation des actifs financiers dans la modélisation des comportements des séries boursières afin de pouvoir quantifier l'impact de l'augmentation du niveau de la diversification internationale de portefeuille. L'étude porte sur sept marchés financiers : quatre développés (États-Unis, France, Grande Bretagne et Japon) et trois marchés émergents (Singapour, Afrique de sud, et Hong Kong) pour une période allant de 1973 à 2003. Les résultats de l'étude soutien l'hypothèse de la hausse des gains de la diversification avec la montée d'intégration des marchés financiers nationaux et ce, en facilitant le passage d'un marché à un autre et en augmentant l'efficacité dans l'allocation d'actif. L'auteur montre aussi à travers cette étude que les bénéfices de diversification internationale qui en résultent par les petits marchés sont plus importants que ceux des marchés à forte capitalisation boursière vu les opportunités d'investissement limité par ces derniers.

¹³ KASCH-HAROUTOUNIAN, Maria et Simon PRICE. « International CAPM and the Integration of the Transition Markets of Central Europe into Global Capital Markets » dans discussion paper n°85. département des sciences économiques, City university of london. 2003.

¹⁴ BEKAERT, Greet et al. « Market integration and contagion » dans journal of business, vol 78 n° 1, 2005.

¹⁵ AROURI, Mohamed El Hedi. *loc.cit.*

Dans une autre étude *Arouri (2006)*¹⁶ essaye de développer un modèle d'évaluation des actifs financiers pour identifier les facteurs déterminants de l'intégration financière internationale des marchés boursiers. À cet effet il a considéré 30 marchés boursiers : *10 marchés développés* (Allemagne, Australie, Canada, Espagne, États-Unis, France, Italie, Japon, Royaume-Uni et la Suisse) et **20 marchés émergents** (Argentine, Afrique du Sud, Brésil, Chili, Corée, Égypte, Grèce, HongKong, Indonésie, Jordanie, Malaisie, Maroc, Mexique, Pologne, Singapour, Thaïlande, Turquie, Tunisie et Venezuela. Les observations utilisées sont les rentabilités mensuelles de fin de période de janvier 1973 jusqu'au mai 2003.

Afin d'étudier la réaction des marchés émergents et des marchés développés aux innovations économiques et financières, il a estimé le modèle aussi bien conjointement pour tous les marchés que séparément pour les marchés développés et les marchés émergents. Les principaux résultats peuvent se résumer comme suit : Le risque du portefeuille du marché mondial et les risques des taux de change sont significatifs pour l'ensemble des marchés étudiés, tandis que le risque local n'est significatif que pour quelques marchés émergents. L'ouverture au commerce mondial exerce un effet positif sur l'intégration financière de tous les marchés. Selon lui les facteurs globaux influent sur le niveau d'intégration des marchés développés. Les facteurs liés à la stabilité macro-économique et politique influent sur l'intégration des marchés financiers des pays émergents. Dès lors, s'ils veulent tirer pleinement profit du processus d'intégration financière internationale de leurs marchés, ils doivent accompagner la libéralisation de ces derniers par des changements structurels économique, monétaire et politique.

Chapitre I.3. 3. Approche par coefficients de corrélation

Un autre outil de mesure du degré d'intégration des marchés financiers consiste à l'étude des coefficients de corrélation des rendements entre les séries boursières. Cette approche

¹⁶ *idem*, «A la Recherche des Facteurs Déterminants de l'Intégration Internationale des Marchés Boursiers : une Analyse sur Données de Panel» dans *Congrès international de l'association française des finances*, 26-27 juin 2006.

est la technique la plus simple pour examiner l'intégration des marchés financiers. En effet, plus ce coefficient est proche de l'unité, plus l'hypothèse d'intégration est acceptée étant donné qu'un tel résultat signifie que les marchés incorporent l'information de manière identique.

Cette méthode a été utilisée par¹⁷ *Levy et Sarnat (1970)*, *Grubel et Fadner (1971)*, *Lessard (1973)* et *Solnik (1974)*, en vue d'identifier les bienfaits à court terme de la diversification internationale. Ces études montrent que la diversification internationale a été préconisée sur la base de la baisse de la corrélation entre les marchés boursiers nationaux. La covariance entre les marchés nationaux pourrait changer parce que l'interdépendance à travers les marchés change.

En utilisant les sept grands marchés en terme de taille et de capitalisation boursière (France, Allemagne, Suisse, Royaume-Uni, Japon, Canada et les États-Unis), *Longin et Solnik (1995)*¹⁸ mesurent les corrélations inter pays pour une période allant de 1960-1990, et ils trouvent des liens significatifs entre les marchés boursiers internationaux.

*Ammer et Mei (1996)*¹⁹ utilisent des données des États-Unis et du Royaume-Uni de 1957 à 1989 pour mesurer le degré d'intégration entre ces marchés. Les résultats indiquent que les liens économiques et financiers entre ces pays étaient forts mais présentent souvent des retards de transmission.

¹⁷ LONGIN, Francois et Bruno SOLNIK. « Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? » dans *Journal of International Money and Finance* n° 14, 1995.

¹⁸ *ibid.*

¹⁹ AMMER, John et Jianping MEI. « Measuring International Economic Linkages with Stock Market Data » dans *Journal of Finance* n° 51: 1743-1764, 1996.

Les corrélations entre les bourses des valeurs mobilières internationales tendent à augmenter sur les marchés fortement volatils à la baisse. Ceci a mené au doute sur les avantages de la diversification internationale. **Ang et Bekaert(1999)**²⁰.

Heaney, Hooper et Jaugietis (2002)²¹ ont étudié les interdépendances entre les marchés de l'Amérique Latine et ont montré -en examinant la corrélation des rendements de ces marchés avec la corrélation mondiale- l'existence d'une interdépendance régionale croissante sur ces marchés latino américain dans les années quatre vingt dix.

Les *co-mouvements* entre les marchés financiers ont augmenté durant les années 1990. Il s'agit de la période la plus marquée par un fort mouvement de globalisation des marchés des capitaux. **Brooks et al. (2003)**²² ont trouvé que les corrélations entre les marchés financiers des sept pays les plus industrialisés du monde ont connu une forte hausse très significative par rapport aux périodes précédentes et continuent d'évoluer.

Les corrélations de marché boursier nous disent quelque chose au sujet du degré d'intégration international de marché financier? (**Bernard Dumas, Harvey, Ruiz (2003)**)²³ . En effet les auteurs proposent une explication théorique des différences au niveau observé des corrélations internationales de marchés boursiers. En utilisant le comportement de la production industrielle et les rendements courants de janvier 1970 à juin 1996 des douze pays de l'organisation de coopération et de développement économique (OCDE) à savoir :

²⁰ ANG, Andrew et Geert BEKAERT. « International Asset Allocation with Time-Varying Correlations», January 17, 1999.

²¹ HEANEY, Richard, Vincent J HOOPER et Martin JAUGIETIS. « Intégration régionale des marchés boursiers en Amérique latine ». Dans *Journal de l'intégration économique*, vol. 17, pp.745-760, 2002.

²² BROOKS, Robine et al. « Synchronisées ? Les économistes manquent de preuves d'une plus grandes synchronisation des économies nationales » dans *finance et développement*, pp.46- 49, juin 2003.

²³ DUMAS, Bernard et al . « Are correlations of stock returns justified by subsequent changes in national outputs? ». dans *Journal of International Money and Finance*, 458,2003.

Autriche, Belgique, Canada, France, Allemagne, Italie, Japon, Pays Bas, Espagne, Suède, Royaume-Uni et les USA, ils affirment que les corrélations élevées entre les marchés financiers signifient une intégration croissante entre ces marchés.

Chapitre I.3. 4. Approche par la cointégration

Comment réconcilier les horizons temporels (de court terme et de long terme) afin de disposer d'une information complète sur la nature et la modification des relations dans le temps ?

Dans un certain nombre de cas, la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO) ne s'applique pas. Même si dans la réalité, aucune relation linéaire ne lie ces variables une estimation par MCO peut donner des résultats qui font croire faussement qu'une telle relation existe et qu'elle est importante ; c'est le phénomène bien connu de *régression fallacieuse*.

Un certain nombre d'études récentes s'intéressant à l'intégration des marchés financiers ont eu recours aux nouveaux concepts de l'économétrie développés pour démontrer l'existence des relations entre les marchés financiers. Le concept de *cointégration* est le résultat des développements les plus récents en matière d'économétrie des séries temporelles.

Kasa (1992)²⁴ à appliquer la méthode de *cointégration* multivariée à cinq marchés financiers à savoir : États-Unis, Royaume-Uni, Japon, Allemagne, Canada, au cours de la période 1974-1990, Il a examiné l'existence d'une tendance stochastique commune unique entre ces marchés. Quand les marchés partagent une tendance stochastique commune unique, alors ceci signifie que ces marchés sont parfaitement corrélés et donc intégrés sur de longs termes et qu'il n'y a pas de gains pour la diversification internationale.

²⁴ KASA, Kenneth. « Common Stochastic Trends in International Stock Markets » dans *Journal of Monetary Economics* vol 29, 2004.

Afin de tester les éventuelles interdépendances et les dynamiques des interactions entre les cinq principaux marchés financiers dans le monde : Allemagne, Grande Bretagne, la France, le Japon et les États-Unis, **Arshanapalli et Doukas (1993)**²⁵ ont utilisé la théorie de la cointégration pour une période allant de janvier 1980 à mai 1990. Cette période se décompose en deux sous périodes, avant et après le crash boursier de 1987.

Les auteurs découvrent une forte interdépendance entre les marchés boursiers avant le crash d'octobre 1987. Pendant la période du crash les résultats montrent une augmentation du degré de *co-mouvements* internationaux entre les indices à l'exception du Japon.

Chan, Gup et Pan (1997)²⁶ examinent les rapports des cours des actions à dix-huit marchés boursiers nationaux en employant la méthodologie de cointégration pour la période 1961-1992. Tous les marchés ont été analysés individuellement et collectivement dans les régions pour déterminer l'efficacité du marché. Les résultats prouvent qu'il y a un nombre restreint de vecteurs de cointégration significatifs pendant les trois dernières décennies. Cependant, une augmentation significative de nombre de vecteurs de cointégration après le crash d'octobre 1987, un résultat qui confirme l'effet de contagion²⁷.

Fernández-Serrano et Sosvilla-Rivero (2002)²⁸ examinent les rapports de longue durée entre les six principaux marchés boursiers latino-américains (Argentine, Brésil, Chili, Mexique,

²⁵ ARSHANAPALLI, Bala et John DOUKAS. « International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period » dans *Journal of Banking & Finance* vol 17, 1993.

²⁶ CHAN, Kam et al . « International Stock Market Efficiency and Integration ; a Study of 18 Countries » dans *Journal of Business, Finance and Accounting* vol 24, 1997.

²⁷ La contagion se définit comme étant une augmentation significative dans les relations croisées des marchés après un choc.

²⁸ FERNÁNDEZ-SERRANO, José Luis et Simón SOSVILLA-RIVERO. « Modelling the linkages between US and Latin American stock markets » dans *FEDEA Working Paper* No. 2002-14 , juin 2002.

Pérou et Venezuela) et les États-Unis pendant la période 1995-2002 en utilisant les techniques développées récemment de *cointégration*.

Les résultats empiriques obtenus suggèrent que la crise financière globale de 1997 - 98 a eu un impact profond dans les tendances communes de longue durée existant entre les marchés boursiers fournis dans cet étude. L'évidence de cointégration entre les actions latino-américaines et des USA indiquait la présence des facteurs communs réduisant la quantité de variation indépendante parmi eux. En conséquence, les gains de la diversification internationale pour des investisseurs peuvent être limités.

*Aggrawal, Lucey et Muckley (2002)*²⁹ ont utilisé la méthodologie de *cointégration* dans leur étude pour déterminer la rapidité et l'ampleur de l'intégration des bourses des valeurs mobilières et des changements du degré d'intégration associés aux décisions politiques aux cours de la période 1987-2002. La période d'embarquement, sur la route à l'union économique et monétaire.

Les résultats prouvent l'existence d'un grand degré d'intégration au cours de la période 1988-2002 et montrent également que les données indiquent que l'intégration a procédé rapidement à partir de la période de décembre 1996, avec un nombre de cointégration égale à 2 et monte à 6 par la fin 1998.

*Neaime (2002)*³⁰ étudie les propriétés et les caractéristiques des marchés boursiers de MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) et les perspectives et l'implications de l'augmentation de la libéralisation financière dans la région. Les données se composent des séries hebdomadaires de cours en clôture jusqu'au décembre 2000, pour le MENA : marchés boursiers du Bahrayn, du Kuweit, de l'Arabie Saoudite, de la Jordanie, de l'Égypte, du Maroc, et de la Turquie. Pour les marchés financiers principaux du monde, il emploie les marchés boursiers Britanniques, français et des États-Unis.

²⁹AGRAWAL, Raj et al. «Time varying equity market Integration in Europe». Novembre 2002.

³⁰ NEAIME, Simon. « Liberalization and Financial Integration of MENA Stock Markets » dans ERF's 9th annual conference, Al-Sharja, United Arab Emirates, Octobre 26-28, 2002.

En utilisant la théorie de *cointégration*, *Neaime* examine les liaisons entre les marchés boursiers de MENA entre eux en tant que groupe et avec les marchés mondiaux. Les résultats prouvent que les marchés boursiers principaux de la région de MENA ont réagi à leurs contreparties du monde mais que les plus petits marchés du Conseil de Coopération du Golf (CCG)³¹ ont été isolés dans le reste du monde. Ceci confirme que les marchés boursiers principaux de MENA mûrissent, et devenir plus intégré avec les marchés boursiers du monde. Tandis que l'intégration est généralement un but de n'importe quel marché émergent, elle offre peu de récompense aux investisseurs internationaux cherchant la diversification. Si tous les marchés boursiers étaient entièrement intégrés, les investisseurs ne trouveront pas les avantages de diversification qu'ils désirent en branchant sur les marchés émergents. Les résultats suggèrent que les marchés boursiers d'Istanbul, du Caire, de la Jordanie et de Casablanca semblent déjà intégrés avec les marchés du reste du monde.

De même *Aloui* et *Bouanani(2003)*³² examinent dans leur papier l'intégration des marchés boursiers de la région du moyen Orient et d'Afrique du nord entre eux et avec certains marchés étrangers. Pour ce faire ils utilisent la méthodologie de cointégration.

Les résultats d'estimation révèlent l'existence d'une seule relation de cointégration entre les marchés MENA par contre les résultats de tests de cointégration entre les marchés étrangers indiquent l'existence de cinq relations de cointégration.

*Bessler, Yang (2003)*³³ ont étudié la structure de l'interdépendance sur les neuf marchés boursiers principaux à savoir : Australie, Japon, Hong Kong, Royaume-Uni, Allemagne, France, Suisse, États-Unis et le Canada. Dans un cadre empirique qui combine la *cointégration* et le

³¹ Conseil de coopération de Golfe : Le Bahrain, le Kuweit et l'Arabie Saoudite.

³² ALOUI Chaker, Nawel BOUANANI. « Interdépendance et co-mouvements des Marchés de capitaux des pays arabes de la Région du moyen orient et d'Afrique du nord: Un essai d'investigation empirique ». dans Economic Research Forum(ERF), papier N ° 0316, 2003.

³³ BESSLER, David et Jian YANG. «The structure of interdependence in international stock markets» dans *Journal of International Money and Finance* vol 22, 2003.

modèle a correction d'erreur, l'étude prouve que des marchés boursiers internationaux ne sont ni entièrement intégrés ni complètement segmentés, qui suggère immédiatement le potentiel pour la diversification internationale.

*Miloudi (2003)*³⁴ a pris un échantillon composé d'indices de marché pondéré par les capitalisations boursières relatives à 16 pays européens, sur ces 16 pays, 14 appartiennent à l'union européenne. A l'intérieur de l'échantillon il a pris en considération deux sous périodes, la première est relative à la période antérieure à la date du passage à l'Euro la seconde période concerne la totalité de la période d'étude du 01/01/1997 au 01/08/2001.

L'auteur a formé alors, deux groupes. Le premier est composé des dix pays participants à l'Union européenne et monétaire (UEM), le second comprenant les six pays non participants (la Grèce a été considérée non participant puisqu'elle n'est rentrée qu'au 1^{er} janvier 2001 et en utilisant la méthodologie de cointégration et de causalité il a réalisé une étude empirique pour tester la dynamique de long et de court terme respectivement.

Miloudi a pu prouver à partir des analyses de l'interdépendance de court et de longs termes l'existence d'un fort degré d'intégration concernant les marchés financiers des pays fondateurs de l'Europe. Il affirme aussi que l'appartenance à une zone monétaire unifiée ou encore à une zone économique caractérisée de libre échange ne constitue pas une condition suffisante à l'intégration du marché financier européens.

Dans le même contexte *Tifafi (2004)*³⁵ a essayé d'étudier l'impact de l'introduction de la monnaie unique (EURO) sur le degré d'intégration des marchés financiers européens.

Pour cela l'auteur a choisi un échantillon composé de treize places financières, dont douze européennes à savoir : l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France

³⁴ MILOUDI, Anthony. « Interdépendances entre places financières européennes : une analyse en terme de cointégration et de causalité », septembre 2003.

³⁵ TIFAFI Fatma. « L'impact de l'introduction de l'Euro sur l'intégration des marchés financiers Européens » dans *21ème Conférence Internationale de l'AFFI*, Paris, Juin 2004.

l'Allemagne, la Grèce, l'Italie, les Pays-Bas, le Portugal, la Suède et l'Angleterre ; et le treizième celui de New York ; étant donné que ce dernier est le premier marché mondial et alors a un impact sur les autres marchés.

Tifafi a pris les données quotidiennes d'indices boursiers des marchés choisis pour une période allant du 2 janvier 1998 au 26 janvier 2001. Par ailleurs, cette période a été divisée en deux sous périodes : avant l'introduction de l'Euro (du 02/01/1998 au 04/01/1999), et après l'introduction de l'Euro (du 04/01/1999 au 26/01/2001).

La méthodologie utilisée est celle de cointégration. La méthode d'estimation de Johansen est retenue. *Tifafi* a constaté l'intégration des marchés financiers européens- vu les liaisons économiques, géographiques et maintenant monétaire- de l'ordre de deux et reste inchangée dans le temps. Elle a remarqué aussi l'absence d'effet positif ou négatif de l'introduction de la monnaie unique que ce soit sur l'intégration des marchés européens (le même résultat que *Miloudi*), ou sur l'intégration du marché américain avec les marchés européens.

Par ailleurs *Tifafi* contrairement à *Arouri*, a montré l'inefficacité de la diversification internationale. En effet, et à cause de l'intégration des marchés financiers européens, les gains attendus de la diversification sont limités puisque le risque non systématique est difficilement réductible.

*Aggarwal et Kyaw (2005)*³⁶ ont examiné l'intégration au niveau des trois marchés de capitaux de la région de NAFTA (le marché américain, canadien et mexicain) sur la période avant et après la formation de cette région en 1993. Leur résultat a prouvé que ces marchés sont devenus beaucoup plus intégrés après la formation de cette région.

³⁶ AGGARWAL, R et KYAW, N.A. «Equity market integration in the NAFTA region: evidence from unit root and cointegration tests» dans *International Review of Financial Analysis*, Vol 14, janvier 2005.

*Segot et Lucey (2005)*³⁷ se sont intéressé aussi par la méthode de cointégration pour analyser l'intégration financière dans la région MENA, leur but, était d'étudier les potentiels des marchés des actions du Moyen-Orient et l'Afrique du nord pour la diversification de portefeuille. A cet effet, ils ont employé des données quotidiennes s'étendant de 01/01/1998 jusqu'à 16/11/2004 et leur échantillon inclut des indices des prix de marché des actions du Maroc, Tunisie, Égypte, Liban, Jordanie, Turquie et Israël.

Les auteurs ont mis en application les tests de *Cointégration* dans un cadre tri- variables aléatoire au niveau régional (MENA, UME, États-Unis). L'hypothèse nulle de *Cointégration* est rejetée (l'absence de n'importe quel rapport stable de longue durée entre le MENA et les deux autres blocs financiers).

Les résultats des tests de *cointégration* révèlent que la région de MENA segmente plus lentement avec l'UME que les États-Unis. Cette tendance peut être expliquée par le fait que l'UME est de loin le premier partenaire commercial de la région. De façon générale, ces résultats indiquent clairement la présence des occasions croissantes de diversification pour des investisseurs d'UME et des États-Unis. Les marchés des actions égyptiens et libanais sont également de plus en plus intégrés avec l'UME. D'autre part, Israël, la Jordanie, la Tunisie et le Maroc sont de plus en plus segmentés, suggérant que la présence de la diversification bénéficie pour les investisseurs européens. Israël, le Liban et le Maroc sont intégrés avec le marché Américain.

Afin d'approcher les liaisons intra-régionales de bourses des valeurs mobilières, ils ont mis en application un modèle VAR-VECM qui approche la dynamique de longue et courte durée. L'analyse de *cointégration* récursive de *Johansen* et de *Juselius* suggère une élévation faible vers l'intégration, avec un mouvement progressif de zéro à deux vecteurs de cointégration. En utilisant une analyse bi-variante, ils ont identifié des rapports comme la Turquie-Jordanie et Israël-Tunisie, proposant que les marchés les plus développés stimulent l'intégration financière de la région.

³⁷ SEGOT, Thomas Lagoarde et Brian M. LUCEY. «Long run equity market linkages in the Middle East and North Africa: in search for diversification benefits» dans Institute for International Integration Studies, 2005.

Les résultats de l'analyse indiquent bien que l'intégration économique semble diminuer la segmentation des marchés, les marchés financiers de MENA répondent différemment aux chocs financiers. Se tournant vers les liaisons intra-régionales, une analyse VAR-VECM prouve que les marchés locaux montrent une sensibilité élevée aux chocs intra-régionaux. Suite à ces résultats nous concluons que les marchés de MENA fournissent des occasions significatives de diversification, elles ne devraient pas être traitées comme bloc pour des buts stratégiques globaux, les chocs économiques locaux pourraient affecter la valeur d'un portefeuille régional.

*Wasli (2006)*³⁸ de son côté s'intéresse au degré d'intégration des marchés boursiers (émergents, développés) et le comportement de ces marchés face aux crises financières qui ont eu lieu durant la période qui s'étale entre début 1997 et fin 1999 (crise sud-est asiatique 1997, Russie 1998 et le Brésil 1999).

L'auteur a eu recours à la théorie de *cointégration* « *test de Johansen* » pour mesurer le degré d'interdépendance des marchés financiers et l'effet de contagion.

Les données prises en compte sont les indices boursiers de 33 marchés dont 9 sont développés (Canada, États-Unis, HongKong, Japon, Singapour, Allemagne, France, Portugal et la Grande Bretagne.) et 24 autres émergents (Maroc, Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Colombie et le Mexique, Égypte, Jordanie, Turquie, Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Philippines, Thaïlande, Inde, Chine, Pakistan et Sri Lanka, Hongrie, Grèce, République Tchèque, Pologne et la Russie).

Les résultats de l'étude montrent l'existence de relation de *cointégration* entre les marchés développés de l'Europe et les marchés émergents de l'Afrique, de l'Amérique latine et le sud est asiatique. Par contre, il existe de faibles relations d'intégration entre les marchés appartenant à une même zone géographique.

³⁸ WASLI, Atef. « Comportement des Marchés Financiers Durant les Crises : Intégration et Effets de Contagion » dans congrès international de l'association française des finances, juin 2006.

D'un autre côté les résultats des interdépendances entre les divers marchés après un choc (une crise) montrent un accroissement dans les relations de *cointégration* intra et inter-groupes. Les crises financières ont renforcé l'intégration des marchés financiers par l'effet de globalisation et de contagion. Par conséquent nous concluons que les chocs financiers renforcent l'intégration des marchés financiers.

Fadhlaoui (2006)³⁹ veut par son étude mesurer le niveau d'intégration des marchés financiers développés et émergents d'un côté et d'examiner l'impact de l'augmentation d'intégration des marchés financiers sur les gains de la diversification internationales. Dans ce but, il a pris une base de donnée constituée de 34 marchés financiers dont 7 développés et 27 émergents pour une période allant de 28 septembre 2000 au 27 septembre 2005.

L'auteur a eu recours à la théorie de cointégration de Johansen pour détecter l'existence des co-mouvements entre les marchés nationaux. Pour examiner la causalité entre les marchés financiers, il a utilisé la notion de causalité au sens de Granger. Les résultats de son étude montrent l'existence de relation de cointégration entre les marchés développés, ce qui prouve l'intégration entre ces marchés à long terme.

Les tests de Johansen sur les marchés émergents prisent par bloc économique prouvent une segmentation de ces marchés entre eux sur le long terme. Par ailleurs, les tests de cointégration bivariés des marchés émergents avec les marchés développés indiquent l'absence de relation de cointégration, ce qui implique que les marchés émergents peut offrir des sources de diversification internationale de portefeuille surtout pour les investisseurs des pays développés.

³⁹ FADHLAOUI, Kais sous la direction de SAHUT, Jean michel. « Diversification internationale et intégration financière : L'intérêt des marchés émergents » dans *working paper Groupe de La Rochelle Cerege* - Université de Poitiers, France, avril 2006.

Chapitre I.4. Conclusion

Les premières études dans le domaine d'intégration des marchés financiers ont été développées par Sharpe (1964), Lintner (1965), Solnik (1974) et Feldestein Horioka (1982). Ces derniers se sont intéressés à l'étude des corrélations et des modèles d'évaluation des actifs financiers (MEDAF). Ces modèles ont été, cependant, critiqués car ils ne permettaient pas d'étudier la réaction des marchés face aux chocs provenant des autres, l'effet de l'intégration sur les

mouvements des cours, ainsi que l'impact de la volatilité sur ces derniers. À cet égard, il a eu recours aux modèles économétriques des séries temporelles.

La théorie de *cointégration* est l'approche la plus récente. C'est le résultat des derniers développements économétriques, elle a été adoptée par plusieurs auteurs car elle permet d'identifier les relations entre les marchés financiers sur le court et le long terme. Elle est considérée par beaucoup d'économistes comme un des concepts nouveaux les plus importants dans le domaine de l'économétrie et de l'analyse des séries temporelles⁴⁰.

Dans cette logique, nous pouvons dire que cette théorie « la cointégration » nous semble la plus performante pour répondre à notre problématique :

Mesurer l'intégration des pays du Maghreb dans les marchés financiers internationaux.

⁴⁰ BOURBONNAIS, Régis. *Économétrie, manuel et exercices corrigés*. Dunod, Paris, 2003.

**Chapitre III L'ouverture
financière des
pays du
Maghreb**

Chapitre II.1. Introduction

Les économies émergentes connaissent une croissance soutenue accompagnée d'un renforcement de leur insertion dans l'économie globale. Pour un bon nombre d'entre elles cela a également impliqué une intégration dans les marchés financiers internationaux. Si autre part les efforts de modernisation et autres mesures destinées à attirer de nouveaux investisseurs sont évoqués, ce chapitre à un double objectif :

1. Évaluer l'intérêt offert par les quelques marchés d'actions arabes et africains retenus par cette étude, dans l'optique d'une gestion internationale de portefeuille en «Euros». Plus précisément comment un investisseur dont la monnaie de référence est l'Euro évaluera-t-il les indices boursiers considérés dans le cadre d'une allocation visant un portefeuille diversifié. La pertinence ou non de la diversification a été souvent associée à la présence ou non d'intégration internationale.

2. Examiner les spécificités potentielles des distributions de rendements de ces marchés au regard de l'approche moyenne/variance.

La première section dresse l'état de la libéralisation financière dans les marchés boursiers de la région du Maghreb, L'outil d'analyse ainsi que la base de donnée utilisée sont présentés dans la deuxième section. La troisième section est consacrée à l'étude des performances, distributions de rendements et des corrélations.

Chapitre II.2. Les marchés financiers Maghrébins

Chapitre II.2. 1. Réformes des marchés boursiers

Depuis le début des années 1990, les pays Maghrébins se sont engagés, dans un processus de réforme visant à créer les conditions favorables au développement des marchés financiers. Ce processus a concerné aussi bien le cadre légal et réglementaire des marchés financiers en vue de doter le système financier de tous les attributs d'un système moderne.

Dans ce contexte ces marchés financiers ont connu une transformation législative et institutionnelle importante dans le but de renforcer la part du financement direct de l'économie en consolidant davantage le rythme des émissions boursières et le volume des transactions dans la Bourse.

Pour atteindre les meilleurs standards internationaux, une réforme majeure a été adoptée à la fin de l'année 1994 par la Tunisie avec la promulgation de la loi de novembre 1994 portant réorganisation du marché financier qui est venue compléter le train de réformes démarré en 1988.

La modernisation profonde du marché boursier tunisien instituée le 14 novembre 1994 et accélérée à partir de 1995, s'est révélée être une nécessité pour répondre aux besoins de développement économique du pays, ainsi qu'à l'ouverture de la Tunisie sur l'extérieur impliquant par conséquent une structure de marché conforme aux normes.

Plusieurs réformes ont été lancées au Maroc dès 1993. Celles-ci visent à doter le pays d'une infrastructure boursière moderne, favorisant en particulier l'encouragement du financement direct de l'économie marocaine, à travers le renforcement de la transparence du marché boursier et la protection des épargnants et des investisseurs. Ces réformes ont porté notamment sur :

- l'adoption en 1993 de trois lois relatives respectivement à la réorganisation de la Bourse des valeurs et aux intermédiaires, à la création du Conseil Déontologique des Valeurs Mobilières (CDVM), et à la mise en place du cadre juridique pour la création des organismes de placement collectif en valeurs mobilières (OPCVM) ;
- la transformation en 1995 de la Bourse de Casablanca en une entité privée ;
- le lancement en 2002 de deux nouveaux indices (MASI et MADEX).

En Tunisie, les dividendes et les plus-values sont exonérés de l'impôt sur le revenu des personnes physiques. Pour les personnes morales, seules les plus-values sur cessions sont assujetties à l'impôt. D'autre part, les provisions pour dépréciation des actions cotées en bourse sont déductibles de l'impôt sur les sociétés et ce, dans la limite de 30% du bénéfice imposable.

Au Maroc, pour encourager l'introduction de nouvelles sociétés en bourse, un abattement de 25% de l'impôt sur les sociétés pendant 5 ans a été instauré par la Loi de Finances 2001.

Chapitre II.2. 2. Évolution des marchés des capitaux dans le Maghreb

La bourse du Maroc et de Tunis sont reconnues à l'échelle internationale comme étant des marchés émergents modernes, offrant les meilleures garanties de transparence et de sécurité des transactions. Ces marchés sont représentés dans les principaux indices boursiers émergents tels que "MSCI EM Index" et le "S&P/IFCG"¹.

Chapitre II.2. 2. 1. Évolution de la bourse de Tunis

¹ Ministère des finances et de la privatisation, Royaume du Maroc « Analyse des performances des marchés boursiers des pays signataires de l'accord d'Agadir » Octobre 2006.

Chapitre II. L'ouverture financière des pays du Maghreb

En 2005², le volume global des échanges réalisé en bourse a plus que doublé pour atteindre un montant de 1661 millions de dinars contre 690 millions de dinars en 2004, soit un accroissement de 141%, les indices de la Bourse ont affiché une performance de 21% par rapport à 2004, et la capitalisation boursière du marché a enregistré à environ 3840 millions de dinars contre 3085 millions de dinars à la fin de 2004, marquant un accroissement de 24%. Plusieurs facteurs ont contribué à réaliser ces performances : la progression des résultats de certaines capitalisations bancaires et industrielles, l'annonce de nouveaux projets et de partenariat pour les entreprises industrielles, l'introduction de nouvelles sociétés en bourse et l'accroissement de l'investissement étranger dans les sociétés cotées.

Sur un autre plan, l'environnement juridique et réglementaire du marché financier a été marqué par la promulgation de la loi sur la sécurité financière qui a notamment *homogénéisé et consolidé* l'audit légal, *consacré* la responsabilité des dirigeants des sociétés en matière de fiabilité des états financiers et *renforcé* la gouvernance et la transparence des entreprises et en particulier celles faisant un appel public à l'épargne.

En 2005, trois nouvelles introductions de sociétés ont été réalisées contre la radiation de deux sociétés de la cote, les trois introductions ont porté sur un volume de 23,62 millions de dinars.

La Bourse a donné également son accord d'admission à la Société Immobilière Tuniso-Saoudienne dont l'introduction s'est réalisée au mois de janvier 2006.

Les acquisitions d'actions pour le compte d'étrangers ont atteint en 2005 un montant de 147 millions de dinars contre 63 millions de dinars en 2004. Les cessions ont porté sur un volume de 95 millions de dinars en 2005 contre 33 millions de dinars en 2004.

En Conséquence de la hausse des nouvelles acquisitions, la part des étrangers dans la capitalisation boursière s'est hissée à la fin de 2005 à 28,2% pour un montant de 1 083

² Bourse de Tunis [[http:// www.bvmt.com.tn/](http://www.bvmt.com.tn/)]

millions de dinars contre une part de 25,6% à la fin de 2004 et un montant de 789 millions de dinars, soit un accroissement de 37%.³

Chapitre II.2. 2. 2. Évolution de la bourse de Casablanca

D'un point de vue institutionnel le Maroc dispose à présent d'un des systèmes financiers les plus modernes et les mieux développés d'Afrique du Nord. Elle occupe le deuxième rang après la bourse du Caire en ce qui concerne la capitalisation boursière des pays non producteurs de pétrole.³

La bourse de Casablanca a connu une évolution considérable au niveau du volume de transaction, de capitalisation boursière ainsi qu'au niveau de l'indice général et de nombre de sociétés cotées⁴.

L'année 2005 a été marquée par trois importantes opérations d'introduction en bourse et trois importantes opérations d'augmentation de capital.

Au terme de l'année 2005, la capitalisation boursière a atteint 252,3 milliards de dirhams contre 206,5 milliards de dirhams à fin 2004, soit une croissance annuelle de 22%. Cette performance est principalement attribuable à l'évolution des cours des sociétés cotées, à l'introduction en bourse de nouvelles sociétés, ainsi qu'aux diverses opérations d'augmentation de capital réalisées par les entreprises cotées (comme nous avons vu plus haut).

Le volume global des transactions réalisées au 31 décembre 2005, a connu une expansion exceptionnelle pour s'établir à 148,5 milliards de dirhams, contre 71,7 milliards de dirhams un an auparavant, soit une hausse de près de 106%.

À la fin 2005, le volume moyen quotidien du Marché Central s'était établi à 152,5 millions de dirhams, contre 63,7 millions de dirhams en 2004, enregistrant ainsi une évolution de plus de 139%.

³ Rapport AMDB.

⁴ Bourse de Casablanca [(<http://www.casablanca-bourse.com/>)]

Chapitre II. L'ouverture financière des pays du Maghreb

Le ratio de liquidité s'était situé à 14,9% contre 7,4% en 2004. Cette progression s'était imputée à la progression importante du volume d'actions enregistré sur le Marché Central.

À la fin 2005, le nombre de sociétés cotées à la Bourse de Casablanca est de 54 entreprises après les trois opérations d'introduction et les deux opérations de radiation.

Le tableau ci-dessous synthétise et complète ce que nous avons abordé plus haut :

Tableau II.2—1. Indicateurs de performance des marchés boursiers de Casablanca et Tunis (1994-2005).

	Nombre de sociétés		Capitalisa boursière (millions USD)		valeurs échangées (millions USD)		Nombre d'actions échangées (million)		Ratio de turnover (%)	
	1994	2005	1994	2005	1994	2005	1994	2005	1994	2005
Bourse de Casa-blanca	61	54	44461	27274	21414	785928	297	43875	482	2882
Bourse de Tunis	21	45	255929	28214	33448	52883	1553	4143	1307	1874

Source : Fond monétaire arabe, AMDB.2005.

N.B. Le ratio de turnover est calculé en divisant la valeur totale des actions échangées par la capitalisation boursière.

Malgré la diminution du nombre de sociétés cotées de 61 à 54, la bourse de Casablanca a enregistré une évolution considérable en terme de capitalisation boursière avec un taux de croissance de **513,44 %**, de valeurs échangées avec un taux de croissance de **3570,16 %** ainsi que le nombre d'actions cotées qui est arrivé à **438,75 millions** en 2005. Ce qui a fait accroître le ratio de turnover durant la période d'étude de **4,82 %** à **28,82 %**.

S'agissant de la bourse de Tunis, elle aussi a enregistré un taux de croissance considérable au niveau du *volume de capitalisation boursière*, de *nombre de sociétés cotées*, de *valeurs échangées* et de *nombre d'actions cotées*. Mais cet accroissement reste modeste par rapport à la bourse de Casablanca, tout en prenant en considération sa faible taille et le caractère récent de son expérience.

En abordant tout cela nous posons la question suivante :

Dans quelle mesure le développement de ces marchés est en concordance ou pas avec le phénomène de globalisation des marchés financiers ?

Tahari et al ⁵ considèrent que le processus de l'intégration des marchés maghrébins avec les marchés internationaux a été entamé notamment les efforts et les réformes entreprises par ces pays, néanmoins cette intégration reste toujours limitée.

À cet égard, il est important de savoir si ces pays s'intègrent dans les marchés financiers internationaux, en mesurant leurs degrés d'intégration.

Chapitre II.3. Présentation des données

Chapitre II.3. 1. Panel de pays retenus

L'échantillon est composé d'un ensemble d'indices boursiers, avec une fréquence de données quotidiennes. Les séries des indices sont reportées en *Euro* pour simplifier la présentation des résultats de l'analyse car ainsi on gèle l'effet de change, d'une part et pour pouvoir se placer de point de vue d'un résident en Europe, désirant diversifier son portefeuille d'autre part.

⁵ TAHARI, Amor, BRENNER, Patricia, DE VRIJER, Eric, MORETTI, Marina, SOLE Juan, SENHADJI, Abdelhak et SENSENBRENNER, Gabriel., *Financial Sector Reforms and Prospects for Financial Integration in Maghreb Countries*. IMF Working Paper No. 07/125. Mai 2007.

Les indices obtenus de la base de données **Datastream international**⁶ couvrent les places financières suivantes :

Indices des pays émergents

a) *Pays signataires de l'accord d'Agadir :*

- i) **Tunisie** représentée par *TUNINDEX* (le principal indice de référence de la Bourse de Tunis) ;
- ii) **Maroc** représenté par l'indice *CFG25* (l'un des indices de référence marocain, représente 80% de la capitalisation boursière du marché.) ;
- iii) **Egypte** représenté par *EFGI* (The Egyptian Financial Group Index). EFGI dépiste le mouvement de la grande capitalisation des compagnies égyptien ;
- iv) **Jordanie** représentée par l'indice *ASE*.

b) **La première bourse de L'Afrique :** pour servir d'étalon de référence représentant les bourses émergentes avancées.

L'Afrique du sud représenté par le principal indice de Johannesburg; FTSE/all shares.

Indices des pays développés

- a) **Monde:** représenté par l'indice *MSCI world*. C'est un agrégat de marchés boursiers du « monde ». Il est maintenu par " Morgan Stanley Capital Indexes ". Cet index inclut des valeurs de 23 pays développés⁷,
- b) **Europe :** représenté par *MSCI Europe*. Le MSCI Europe est un indice composite reprenant les principales capitalisations européennes. Il regroupe 500 titres transigés sur 15 marchés européens ;

⁶ Connu comme le numéro un en ce qui concerne l'information financière historique, Datastream offre la couverture la plus complète de l'industrie, incluant le prix des : actions mondiales, fonds mutuels, dividendes, séries chronologiques de données macroéconomiques internationales, marchés étrangers, obligations, dérivés.

⁷ L'Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Hong Kong, Irlande, Italie, Japon, Pays Bas, Nouvelle Zélande, Norvège, Portugal, Singapour, Espagne, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Etats-Unis .

Chapitre II. L'ouverture financière des pays du Maghreb

- c) ***Pays de la zone Euro*** : représenté par *MSCI Euro* qui regroupe les principales capitalisations des pays d'Euro ;
- d) ***France*** : représenté par *CAC40*. Indice phare de la Bourse de Paris. Il réunit les quarante valeurs principales, pondérées par leurs capitalisations respectives.

Les données de ces marchés financiers couvrent une période allant du *31 décembre 1998* au *15 Février 2007* (ce qui représentent *2121* données quotidiennes pour chaque série). Le choix de cette période est lié à la disponibilité des données pour l'ensemble des pays retenus.

Chapitre II.3. 2. Statistiques descriptives

Il est intéressant de jeter un coup d'œil sur les statistiques descriptives avant tout traitement.

Les indices sont transformés aussi en logarithmes. Les raisons qui justifient cette démarche sont :

- la transformation logarithmique agit sur les séries en amortissant l'amplitude des fluctuations ;
- la différence du logarithme des cours successif (première différenciation) donne les rendements. de plus la rentabilité logarithmique facilite le calcul de la rentabilité pour un horizon donné simplement par la somme des rentabilités quotidiennes ;

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives des rendements⁸ des indices boursiers de notre échantillon pendant la période d'étude.

Tableau II.3—1. Statistiques descriptives.

	CFG25	ASE	CAC40	EFGI	FTSE /JSE	MSCI Euro	MSCI Europe	MSCI World	TUNIN
Moyenne	0.000270	0.000569	0.000176	0.000691	0.000120	0.000130	8.43E-05	0.000637	0.000356
Mediane	0.000209	0.000384	0.000108	0.000438	0.000350	0.000453	0.000554	0.000840	0.000229
Maximum	0.058843	0.072217	0.070023	0.141314	0.065501	0.055615	0.055258	0.068181	0.046517
Minimum	-0.097397	-0.087616	-0.076781	-0.098525	-0.068027	-0.063528	-0.047794	-0.085480	-0.033387
Ecart-type	0.008563	0.012431	0.013876	0.017920	0.013423	0.011320	0.010455	0.013991	0.005617
Skewness	-0.525161	-0.224193	-0.080871	0.199549	-0.103457	-0.211046	-0.011760	-0.324177	0.450111
Kurtosis	18.14231	8.472212	6.019472	6.618695	5.831413	6.100951	5.241802	5.579716	9.260324
Jarque-Bera	20351.37	2662.910	807.6644	1170.790	711.9414	865.1421	443.9836	624.9846	3533.515
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	2120	2120	2120	2120	2120	2120	2120	2120	2120

Source : calcul réalisé avec Eviews.

⁸ Les rendements sont calculés par le logarithme népérien en différence des indices boursiers.

La lecture du tableau révèle que le rendement maximal varie de **0.046517** pour l'indice de Tunis à **0.1413** pour l'indice Égyptien, du même pour le rendement minimal, il fluctue entre **-0.033387** pour la Tunisie et **-0.098525** pour l'Égypte.

Le rendement moyen le plus élevé est celui de l'Égypte **0.000691** par contre le rendement moyen le plus faible est celui de l'indice Euro **0.000120**.

L'Égypte présente le risque -mesuré par l'écart type- le plus élevé de **0.017920**, tandis que le rendement de la Tunisie présente le risque le moins élevé avec un écart type de **0.005617**.

Le kurtosis permet de mesurer le degré d'aplatissement d'une distribution. Le calcul de la statistique de kurtosis montre une distribution leptokurtique⁹ pour l'ensemble des séries.

Le coefficient de Skewness mesure le degré d'asymétrie de la distribution. La majorité des coefficients sont plus petits que **0**, la distribution est asymétrique vers la gauche. Sauf pour l'Égypte et la Tunisie le coefficient est plus grand que **0**, la distribution est asymétrique vers la droite.

Le Skewness et le Kurtosis sont des indicateurs numériques de la forme de la distribution observée : ils donnent un indice de l'éloignement ou du rapprochement de la distribution de la série de valeurs de celles d'une distribution de loi Normale. Le résultat alors est en défaveur d'une distribution normale (voir annexe A).

Jarque-Bera nous conduit à rejeter sans appel l'hypothèse de normalité. Il confirme les tests de Skewness et de Kurtosis.

Chapitre II.4. Analyses empiriques préliminaires

Chapitre II.4. 1. Performances comparées

La première question qui se pose est quel intérêt présente les bourses Maghrébines pour un investisseur. Un premier élément de réponse peut être obtenu par un classement qui situerait ces marchés relativement au panel de pays considérés.

⁹ Epaisse "pointue", le cas contraire est une distribution « platikurtique » c'est-à-dire aplatie

fin de 1999. Néanmoins, il peut être relevé que le marché tunisien a réalisé une performance positive (9%) en 2000 et la bourse Jordanienne présente un résultat honorable (37%) en 2001. Cette dernière étant la seule à montrer une performance négative en 2006, une correction concomitante à la chute des bourses des pays du golfe. Alors que la période de déclin boursier 2000-2002, constatée pour tout l'échantillon suggérerait une tendance commune à la déprime ou contagion. Une réponse plus nuancée devrait apparaître en considérant d'autres paramètres.

Figure II.4—2. Rentabilités comparées par année

Source : Graphique fournis par Excel

Le rendement à lui seul ne saurait satisfaire un décideur. Avoir recours au rendement, risque permettent d'assurer un meilleur choix.

Chapitre II.4. 2. Distribution de la variance

La théorie dite moderne du portefeuille, dans la lignée des travaux de Markowitz (1952)¹⁰, postule que les portefeuilles peuvent être optimisés soit en minimisant le risque pour un rendement donné, soit en maximisant le rendement pour un risque donné, il recommande un processus d'allocation optimale sur la base de deux paramètres, à savoir l'espérance (la moyenne) qui mesure l'intérêt pour un titre et la variance (la dispersion autour de la moyenne) qui en évalue le risque. Ces deux critères caractérisent chaque actif ou variable. Une mesure commune vient compléter la procédure : la covariance.

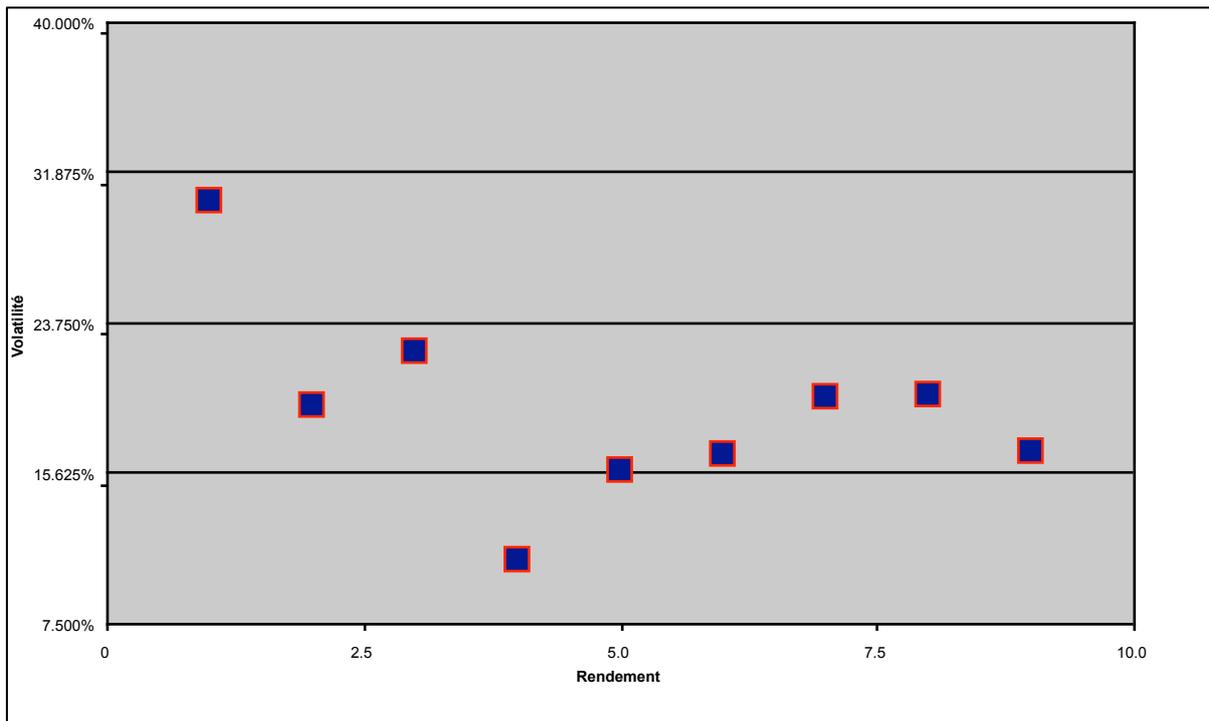
La covariance mesure la tendance de l'évolution conjointe de plusieurs variables qui vise à minimiser le risque global du portefeuille. Alternativement, la notion de corrélation qui n'est autre qu'une covariance standardisée est utilisée. Une faible corrélation est souvent perçue comme un garant de la diversification et donc de moindre risque.

¹⁰ Pour arriver à cette théorie, Markowitz est arrivé à démontrer que le risque total d'un groupe de titres différents est inférieur à la somme des risques de ces titres individuels. En d'autres termes, investir dans un groupe de titres différents (diversifier ses investissements) permet de diminuer le risque sans perte de rendement.

On peut déjà effectuer un classement d'opportunités d'investissement sur la base des couples risques rendements. A cet égard, la **figure II.4-3** présente un profil risque-rendement favorable aux marchés maghrébins. Ainsi, pour la période étudiée, le marché de Casablanca est bien situé avec un risque contenu et un rendement honorable. La bourse de Tunis offre un rendement honorable combiné à un des risques parmi les plus faibles observés.

Selon ce graphique, un investisseur dont la monnaie de référence est l'Euro aurait gagné à diversifier dans l'indice monde puisque il aurait bénéficié d'un rendement élevé avec une volatilité raisonnable.

Figure II.4—3. Relation rendement-risque (1999-2007)



Le tableau, ci-dessous, reprend le classement des différentes places financières en fonction de leurs volatilités et de leurs rendements pour l'ensemble de la période. Il y apparaît que la bourse du Caire cumule le premier rang du risque et de rentabilité,

Johannesburg est seconde pour les deux critères. Les bourses marocaine et tunisienne réalisent un très bon score en termes de risque (8eme, 9eme) respectivement, et se place au milieu pour le rendement. Le MSCI EURO se classe correctement ainsi que le MSCIWORLD qui reflète le risque et le rendement de l'agrégation de bourses plus matures.

Tableau II.4—1. Classement des marchés en fonction leurs rendement-risque

	EFGI	ASE	FTSE	TUNIN	CFG25	MSCI EUROPE	MSCI EURO	CAC40	MSCI WORLD
Rang volatilité	1	5	2	9	8	7	4	3	6
Rang rendement	1	3	2	4	5	7	8	6	9

Source : Calcul fournis par Excel

Le parallèle entre les rangs du point de vue du risque et du rendement est certes instructif mais un indicateur intégrant ces deux dimensions apporterait un meilleur éclairage.

En effet, la combinaison risque rendement peut être mieux appréhendée à l'aide du coefficient de variation (la volatilité ou risque rapporté à la moyenne). Cet indicateur en pourcentage autour de la moyenne facilite la comparaison. Les coefficients de variation sont reproduits dans le **tableau II.4-2**.

Tableau II.4—2. Coefficients de variation

EFGI	ASE	FTSE	TUNIN	CFG25	MSCI EUROPE	MSCIEURO	CAC40	MSCIWORLD
162%	130%	127%	120%	201%	531%	676%	459%	938%

Source : Calcul fournis par Excel

Il ressort de ce tableau que pour la période considérée, étant donnée la rentabilité délivrée, l'incertitude est plus marquée pour l'indice Monde. Les indices Euro et France montrent une incertitude intermédiaire alors que les marchés des pays émergents enregistrent des rendements à hauteur de leurs volatilités respectives.

Chapitre II.4. 3. Corrélation entre les marchés boursiers

Pour réaliser au mieux les objectifs assignés à ce chapitre, une étude des corrélations a été entreprise.

La corrélation entre deux variables mesure l'importance de la relation entre deux variables. Si le coefficient de corrélation est positif, alors une augmentation d'une variable entraîne la hausse de l'autre variable. Une corrélation négative signifie que les variables

évoluent en sens inverse. Lorsqu'il est égal à zéro, on dit que la corrélation est nulle ou que les variables sont indépendantes.

Les premiers résultats discutés ci-dessus peuvent-ils être corroborés par une analyse qui tient compte des corrélations ?

Le **tableau II.4-3**. Résume les coefficients de corrélation des rendements des indices boursiers qui composent notre base de données durant la période d'étude.

Tableau II.4—3. Coefficients de corrélation

	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	FTSE /JSE	MSCI Euro	MSCI Europe	MSCI World	TUNIN
ASE	1.000000	0.146031	0.107935	0.223720	0.150517	0.143466	0.131307	0.295003	0.215206
CAC40	0.146031	1.000000	0.051079	0.113660	0.967794	0.951470	0.489417	0.737859	0.089666
CFG25	0.107935	0.051079	1.000000	0.132204	0.056117	0.051295	0.063184	0.130714	0.107860
EFGI	0.223720	0.113660	0.132204	1.000000	0.122496	0.122109	0.131011	0.215587	0.160923
FTSE	0.150517	0.967794	0.056117	0.122496	1.000000	0.977970	0.507021	0.771439	0.103869
MSCIEuro	0.143466	0.951470	0.051295	0.122109	0.977970	1.000000	0.534645	0.765883	0.102848
MSCIEurope	0.131307	0.489417	0.063184	0.131011	0.507021	0.534645	1.000000	0.489153	0.088199
MSCIWorld	0.295003	0.737859	0.130714	0.215587	0.771439	0.765883	0.489153	1.000000	0.223828
TUNIN	0.215206	0.089666	0.107860	0.160923	0.103869	0.102848	0.088199	0.223828	1.000000

Source : calcul réalisé avec Eviews.

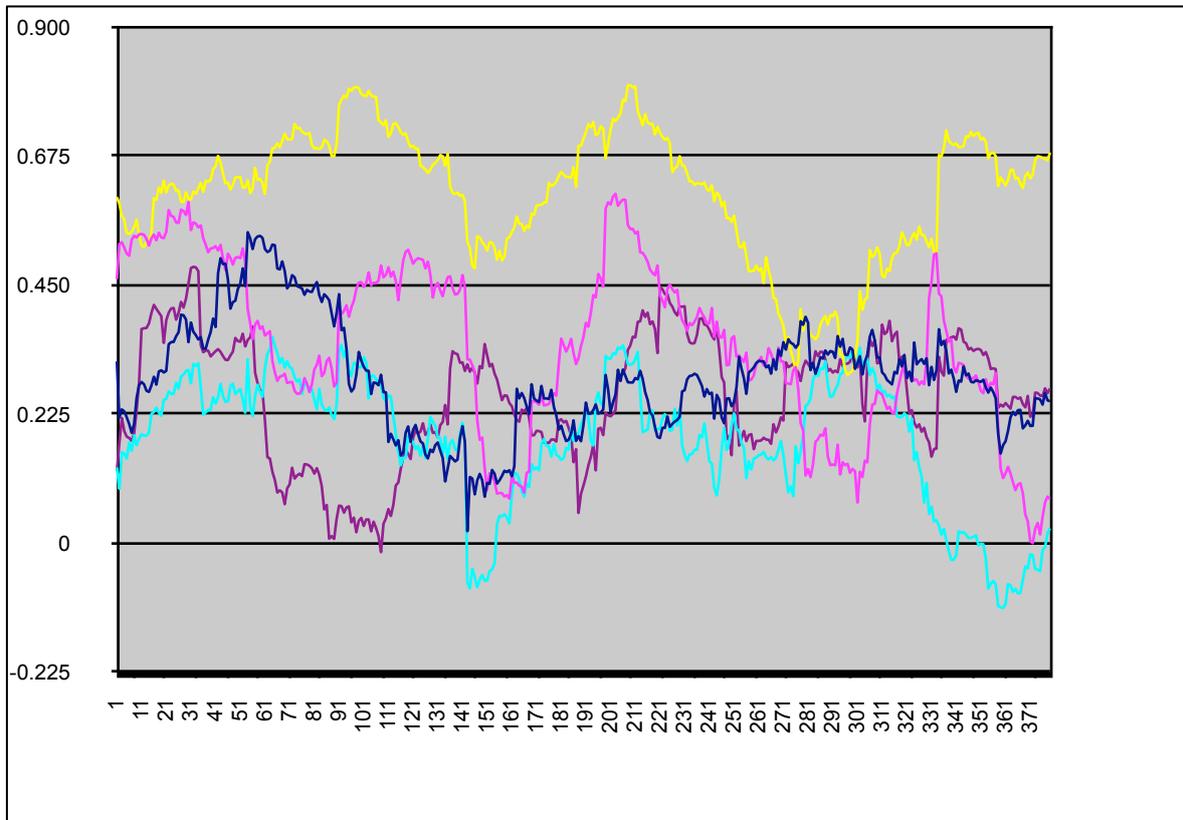
La matrice des corrélations pour la période étudiée révèle un réel potentiel de diversification offert par les pays signataires de l'Accord d'Agadir voire par la bourse de Johannesburg pour des investisseurs de pays du nord. En effet on observe une corrélation moyenne de **10%** de ces pays avec le CAC 40 et l'Europe et **21%** avec le Monde, alors que Johannesburg présente des corrélations de, **50%** avec l'Europe. **77%** avec le monde et **96%** avec la France. Les corrélations significatives entre bourses dites matures allant jusqu'à **95 %** entre la France et l'Euro.

Ce potentiel de diversification apparaît comme plus opportun si l'on considère l'évolution des corrélations dans le temps. Les figures ci-dessous, reproduisent les

corrélations glissantes entre les indices des pays du sud et le MSCI WORLD et MSCI EURO, respectivement.

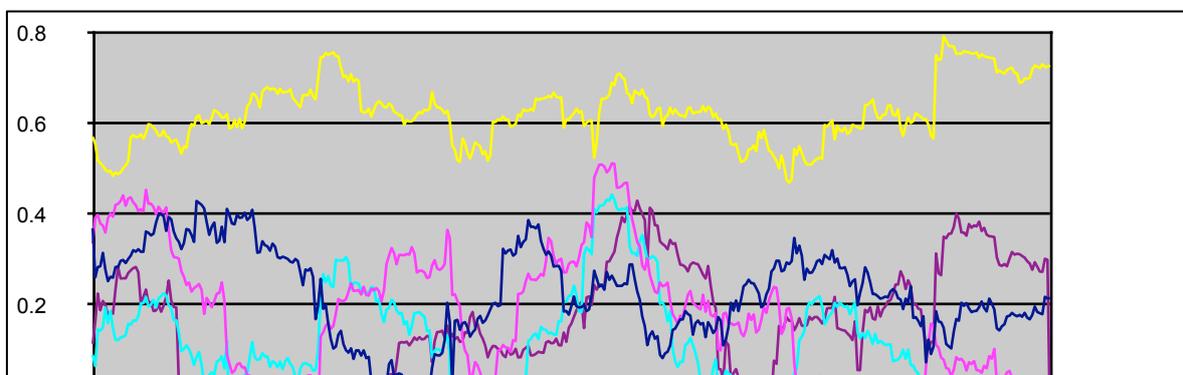
L'importante variation dans le temps des corrélations, soulignée par de nombreuses études est mise en évidence par ces deux graphiques. Cet aspect incite à considérer avec précaution les corrélations sur une longue durée. Néanmoins ces graphiques illustrent d'une manière plus évidente la spécificité de l'indice sud africain. Ce dernier plus corrélé aux indices des pays développés occupe une situation intermédiaire dans l'échantillon. Les indices des pays signataires de l'accord d'Agadir présentent selon les périodes des corrélations insignifiantes voire négatives, ce qui dans l'approche moyenne variance traditionnelle suggère une saine diversification.

Figure II.4—4. *Corrélations glissantes_MSCIWORLD*



Source : Graphique fournis par Excel

Figure II.4—5. *Corrélations glissantes_MSCIEURO*



Source : Graphique fournis par Excel

Chapitre II.5. Conclusion

Les analyses effectuées toute au long de ce chapitre montrent ce qui suit :

- La volatilité des indices boursiers des pays émergents reste élevée ;
- Les rentabilités annuelles présentent un comportement similaire ;
- La rentabilité pour l'ensemble de la période est substantielle ;
- Le couple volatilité /rentabilité permet de classer les indices boursiers, il en ressort que les bourses marocaine et tunisienne ont été performantes en termes de rentabilité ajustée pour le risque ;
- L'évolution de corrélation dans le temps montre un potentiel de diversification plus opportun pour les pays maghrébins.

La corrélation entre deux séries non stationnaires s'avère souvent excellente sans qu'il existe pour autant une justification économique de cette corrélation. Leur corrélation ne naît que parce qu'elles augmentent toutes les deux dans le temps. À cet effet, nous avons choisi d'utiliser une méthode économétrique plus sûre : la cointégration. Cette dernière permet de tester l'existence d'une relation stable de long terme entre deux variables non stationnaire.

Chapitre III Recherche des équilibres de long terme

Chapitre III.1. Introduction

Le développement de l'économétrie de série chronologique et particulièrement dans la détermination de la non stationnarité et de la cointégration entre les données de séries chronologiques a fourni de nouvelles perspectives aux analyses économiques empiriques. *Engel et Granger (1987), Johansen (1988).*

L'objectif de ce chapitre est d'étudier empiriquement l'existence d'éventuelles relations de long terme entre les indices boursiers émergents des pays du Maghreb en particulier ceux de Casablanca et Tunis et les indices internationaux. Par conséquent, notre approche empirique sera fondée sur le concept de *cointégration*. La méthode d'estimation retenue est celle de *Engel et Granger* ainsi que celle de *Johansen*.

Ce chapitre est organisé comme suit : Nous traitons dans la première section la stationnarité des séries, puis nous détaillons dans la seconde l'analyse des dynamiques de long terme en utilisant les tests bivariés et multivariés. Dans la troisième section, une exploration complémentaire est entreprise grâce à des tests bivariés avec ruptures structurelles.

Chapitre III.2. Stationnarité des séries

Avant tout traitement économétrique, il convient de s'assurer de la stationnarité des variables étudiées. Pour cela - déterminer l'ordre d'intégration des différentes séries- deux tests de racine unitaire sont usuellement utilisés, à savoir le test de Dickey-Fuller augmenté (DFA) et celui de Phillips-Perron (PP) (voir annexe B).

Ces tests ont été menés sous les trois hypothèses :

1. Absence d'une constante ;
2. présence d'une constante ;
3. présence d'une tendance.

Par ailleurs, il convient d'identifier l'ordre du retard. ce dernier pour chaque test a été spécifié au moyen des critères d'*Akaike* (AIC) et *Schwarz* (SIC). Ainsi, après avoir fixé un nombre maximum de retard, on estime le modèle (VAR) sur tous les retards et on sélectionne le modèle à retenir comme celui ayant le AIC et/ou le SC le plus faible.

Pour les tests de racines unitaires¹ les résultats sont présentés dans le sixième et le septième tableau, contenant respectivement : tests ADF² et tests PP³.

¹ Tous les calculs de ce chapitre sont réalisés par Eviews sauf autre indication

² Abréviation anglo-saxonne.

³ Les valeurs critiques pour les deux tests sont celles de Mac Kinnon (1996) pour le rejet de l'hypothèse.

Tableau III.2—1. Tests Dickey et Fuller augmentés

	Séries de prix à niveau			Séries de prix en différence première		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
ASE	-0.130432	-1.282062	2.096549	-45.02038	-45.01716	-44.93721
CAC40	-1.203603	-1.134199	0.549990	-46.32950	-46.32277	-46.33296
CFG25	1.075134	0.265429	1.261744	-38.75368	-38.94282	-38.72975
EFGI	0.546073	-0.630598	1.605336	-24.69878	-24.80185	-24.64122
FTSE	-0.595458	-1.360569	2.067059	-44.93576	-44.92727	-44.85550
MSCIEuro	-1.094353	-0.905408	0.375186	-46.32005	-46.32055	-46.32724
MSCIEurope	-0.921348	-0.738823	0.502884	-46.17417	-46.18560	-46.17896
MSCIWorld	-1.212983	-1.236869	0.304951	-42.19836	-42.18987	-42.20578
TUNIN	0.339025	0.135406	2.224125	-27.04670	-27.05743	-26.93021
Valeurs critiques						
1%	-3.433237	-3.962376	-2.566053	-3.433238	-3.962378	-2.566054
5%	-2.862701	-3.411929	-1.940973	-2.862702	-3.411930	-1.940973
10%	-2.567434	-3.127864	-1.616599	-2.567435	-3.127865	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): constante et tendance. Modèle (3): sans constante.

Tableau III.2—2. Tests Philips et Perron

	Séries de prix à niveau			Séries de prix en différence première		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
ASE	-0.150444	-1.300956	2.054381	-45.02114	-45.01694	-44.96031
CAC40	-0.974361	-0.880404	0.664324	-46.99090	-47.00181	-46.97333
CFG25	0.924277	0.194802	1.187268	-39.12383	-39.14416	-39.11693
EFGI	0.588804	-0.572294	1.678297	-42.23652	-42.38007	-42.21612
FTSE	-0.607572	-1.376729	2.051485	-44.92719	-44.91847	-44.84593
MSCIEuro	-0.956935	-0.728964	0.424948	-46.56251	-46.58139	-46.56620
MSCIEurope	-0.760693	-0.540760	0.567192	-46.42394	-46.48101	-46.42249
MSCIWorld	-1.112724	-1.110086	0.336960	-42.04582	-42.03644	-42.05267
TUNIN	0.207951	0.011792	2.246242	-38.18433	-38.18826	-38.22284
Valeurs critiques						
1%	-3.433237	-3.962376	-2.566053	-3.433238	-3.962378	-2.566054
5%	-2.862701	-3.411929	-1.940973	-2.862702	-3.411930	-1.940973
10%	-2.567434	-3.127864	-1.616599	-2.567435	-3.127865	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): constante et tendance. Modèle (3): sans constante.

Les résultats montrent une non stationnarité des indices boursiers exprimés en niveau pour tous les marchés. Par contre, une différenciation du premier degré affirme la stationnarité

de l'ensemble des séries et ce, quelle que soit l'hypothèse retenue. Par conséquent, toutes les variables sont intégrées d'ordre **un** « **I(1)** ».

Le test de Phillips –Perron appliqué avec la même stratégie sur les séries confirme cette caractérisation au seuil de 1% avec les modèles (1), (2) et (3).

Chapitre III.3. Estimation du nombre de relations de cointégration

Chapitre III.3. 1. Approche bivariée

Nous avons trouvé plus haut que les séries sont toutes intégrées de même ordre à savoir **I(1)**. La première condition de cointégration est donc vérifiée.

L'idée étant de voir si les marchés du Maghreb sont plus ou moins intégrés avec les marchés boursiers internationaux ainsi qu'avec quelques marchés dits émergents (Égypte, Jordanie, Afrique du sud). Pour faire cela, nous débuterons notre étude par la mise en oeuvre de la procédure de test de cointégration bivariée d'**Engel** et **Granger** (voir annexe D).

Les tests considèrent des analyses bivariées sur la base d'une approche géographique :

1. Bloc Maghreb : Maroc – Tunisie.
2. Bloc moyen orient : Égypte – Jordanie.
3. Bloc Afrique : Afrique du Sud – Tunisie, Afrique du Sud – Maroc, Afrique du Sud – Égypte.
4. Bloc relation avec l'Europe : chacun des autres pays avec l'indice de France, avec le MSCI Euro et avec le MSCI Europe.
5. Bloc relation avec le Monde : chacun des autres pays avec l'indice mondiale.

La procédure d'Engle et Granger (1987)⁴ est simple. Elle s'articule en deux étapes.

- 1) Après avoir vérifié que les variables sont intégrées de même ordre une régression est effectuée entre deux variables à la fois.
- 2) Test de vérification de la stationnarité des résidus (test de (ADF))⁵.

Les tableaux ci dessous résumant les tests de cointégration bivariée des séries présent par bloc géographique :

a) Bloc Maghreb : Maroc – Tunisie.

Dans un premier temps, nous régressons l'indice du Maroc sur l'indice de la Tunisie. Les résultats apparaissent au tableau ci dessous.

Tableau III.3—1. Régression de CFG 25 sur TUNIN

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.922032	0.470700	-1.958854	0.0503
TUNIN	1.145751	0.068450	16.73840	0.0000
R-squared				
	0.502102	Mean dependent var		6.936840
Adjusted R-squared				
	0.501867	S.D. dependent var		0.243717
S.E. of regression				
	0.172012	Akaike info criterion		-0.681568
Sum squared resid				
	62.69692	Schwarz criterion		-0.676231
Log likelihood				
	724.8025	F-statistic		2839.613
Durbin-Watson stat				
	0.003477	Prob (F-statistic)		0.000000

Nous retenons les résidus de cette régression et nous effectuons la régression auxiliaire qui est en fait le test ADF⁶. Les résultats apparaissent au tableau III.3-2.

Tableau III.3—2. Test ADF du résidu CFG25 TUNIN

⁴ N.B. A titre d'exemple, pour la première relation les résultats des deux étapes sont exposés ; par la suite seule la stationnarité des résidus est présentée.

⁵ Selon Engle et Granger : deux variables sont dites cointégrées quand une combinaison linéaire des deux variables est stationnaire, même si chaque variable est non stationnaire.

⁶ Si on ne rejette pas l'hypothèse de racine unitaire pour le résidu estimé, les variables de l'équation ne sont pas cointégrées. Si on la rejette, elles le sont.

		Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF		-2.533818	-2.533415
Valeurs critiques	1%	-3.433240	-2.566054
	5%	-2.862703	-1.940973
	10%	-2.567435	-1.616599

N.B. modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

La statistique **ADF** doit être comparée aux valeurs critiques pour les tests de cointégration. En effet, ces statistiques diffèrent des valeurs critiques habituelles des tests de racine unitaires. Comme on peut le constater la statistique ADF pour le deuxième modèle dépasse la valeur critique au seuil de 5% et 10%, tandis qu'elle est inférieure aux valeurs critiques pour l'autre modèle.

Nous pouvons dire alors qu'il existe *une relation* de cointégration entre *CFG25* et *TUNIN* au seuil de **5%**.

b) Bloc moyen orient : Égypte - Jordanie

De la même manière nous allons régressé l'indice de la bourse de Amman sur l'indice Égyptien, le test ADF du résidu ASE EFGI se résume dans le tableau III.3-3.

Tableau III.3—3. Test ADF du résidu ASE EFGI

		Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF		-1.452916	-1.453139
Valeurs critiques	1%	-3.433253	-2.566059
	5%	-2.862709	-1.940974
	10%	-2.567438	-1.616598

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Le tableau montre que la statistique **ADF** est inférieur aux valeurs critiques, et ça pour les deux modèles. Ce qui signifie *l'inexistence* de relation de cointégration entre ces deux indices.

c) Bloc Afrique : Afrique du Sud – Tunisie, Afrique du Sud – Maroc, Afrique du Sud – Égypte.

Nous allons traiter les séries citées ci-dessus de la même façon, en régressant l'indice de l'Afrique du sud (FTSE/JSE) sur l'indice de Tunisie, l'indice du Maroc et enfin sur l'indice Égyptien. Les résultats sont résumés dans le tableau III.3-4.

Tableau III.3—4. Test ADF du résidu FTSE/JSE CFG25, FTSE/JSE EFGI, FTSE/JSE TUNIN.

	Résidu	Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF	FTSE/JSE CFG25	-3.131966	-3.131968
	FTSE/JSE EFGI	-3.280476	-3.281046
	FTSE/JSE TUNIN	-1.580342	-1.580661
Valeurs critiques	1%	-3.433251	-2.566058
	5%	-2.862708	-1.940974
	10%	-2.567438	-1.616598

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Le tableau révèle l'existence de relation de cointégration entre le FTSE/JSE avec les deux indices CFG25 et EFGI au seuil de 5%. Par contre les tests t indiquent l'absence de relation de cointégration entre le FTSE/JSE et le TUNIN puisque ils sont bien inférieurs des valeurs critiques.

d) Bloc relation avec l'Europe : chacun des autres pays avec l'indice de France, avec le MSCI Euro et avec le MSCI Europe.

Dans ce qui suit nous allons régresser le CAC 40 avec chacun des indices suivants : ASE, EFGI, TUNIN, CFG25 et le FTSE/JSE. La même procédure va être réalisée pour les indices MSCI Euro et MSCI Europe. Les résultats se résument dans les tableaux suivants :

Tableau III.3—5. Test ADF des résidus CAC40 AMMAN, CAC40 CFG25, CAC40EFGI, CAC40 FTSE/JSE, CAC40 TUNIN.

	Résidu	Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF	CAC40 ASE	-1.225136	-1.225620
	CAC40 CFG25	-1.955227	-1.955667
	CAC40 EFGI	-1.631449	-1.631850
	CAC40 FTSE/JSE	-1.352425	-1.352754
	CAC40 TUNIN	-2.405804	-2.406840
Valeurs critiques	1%	-3.433247	-2.566057
	5%	-2.862706	-1.940974
	10%	-2.567437	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Les résultats des tests ADF montrent clairement qu'il existe une relation de cointégration entre l'indice Français et Tunisien et l'indice Français et Marocain au seuil de 5%.

Tableau III.3—6. Test ADF des résidus MSCIEuro AMMAN, MSCIEuroCFG25, MSCIEuro EFGI, MSCIEuro FTSE, MSCIEuroTUNIN.

	Résidu	Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF	MSCIEURO ASE	-1.078724	-1.079167
	MSCIEURO CFG25	-1.096100	-1.104065
	MSCIEURO EFGI	-1.436478	-1.436829
	MSCIEURO FTSE/JSE	-1.254488	-1.254785
	MSCIEURO TUNIN	-2.310960	-2.311861
Valeurs critiques	1%	-3.433247	-2.566057
	5%	-2.862706	-1.940974
	10%	-2.567437	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Le tableau montre qu'il existe une seule relation de long terme entre les pays d'Euro et les pays émergents. La relation est avec la Tunisie au seuil de 5%.

Tableau III.3—7 . Test ADF des résidus MSCIEurope AMMAN, MSCIEurope CFG25, MSCIEurope EFGI, MSCIEurope FTSE, MSCIEurope TUNIN.

	Résidu	Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF	MSCIEUPE ASE	-1.019038	-1.019495
	MSCIEUPE CFG25	-1.988786	-1.989287
	MSCIEUPE EFGI	-1.601265	-1.601662
	MSCIEUPE FTSE/JSE	-1.374483	-1.374767
	MSCIEUPE TUNIN	-2.861264	-2.862093
Valeurs critiques	1%	-3.433247	-2.566057
	5%	-2.862706	-1.940974
	10%	-2.567437	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Le tableau ci-dessus révèle l'existence de relations avec Tunis et Maroc ce qui confirme les résultats obtenus plus haut.

e) Bloc relation avec le Monde : chacun des autres pays avec l'indice mondial.

Enfin nous allons réaliser une régression de l'indice mondial sur chacun des pays émergents. Nous avons trouvé ce qui suit :

Tableau III.3—8. Test ADF des résidus MSCIWORLD AMMAN, MSCIWORLD CFG25, MSCIWORLD EFGI, MSCIWORLD FTSE, MSCIWORLD TUNIN.

	Résidu	Modèle 1	Modèle 2
Statistique ADF	MSCI WORLD ASE	-1.216624	-1.217108
	MSCI WORLD CFG25	-1.393044	-1.393446
	MSCI WORLD EFGI	-1.311592	-1.311902
	MSCI WORLD FTSE/JSE	-1.186714	-1.187028
	MSCI WORLD TUNIN	-1.596658	-1.597861
Valeurs critiques	1%	-3.433247	-2.566057
	5%	-2.862706	-1.940974
	10%	-2.567437	-1.616599

N.B. Modèle (1): avec constante. Modèle (2): sans constante.

Les résultats résumés dans le tableau III.3–8 montrent l'absence de relation de long terme entre l'ensemble des pays émergents et l'indice du monde.

En résumé les tests bivariés de **Engel** et **Granger** effectués par bloc géographique révèlent l'existence des relations de cointégration suivantes:

- Entre Tunisie et Maroc au seuil de 5% ;
- Entre Afrique du sud et Maroc au seuil de 1% ;
- Entre Afrique du sud et Égypte au seuil de 1% ;
- Entre Europe (CAC40, MSCI Euro, MSCI Europe) d'une façon générale et Tunisie au seuil de 5% ;
- Entre Europe (CAC40, MSCI Europe) et le Maroc au seuil de 5% ;

Il est à remarquer que même au seuil de 10%, la cointégration entre les pays du Maghreb et le monde n'est pas significative, par contre les marchés du Maghreb sont intégrés sur le long terme avec les bourses européennes. Ce résultat est justifié du fait que le Maghreb soit une région proche de l'Europe sur de nombreux points, culturels, historiques, géographiques, économiques, il constitue une région prioritaire dans la politique extérieure de l'Union européenne. L'année 2005 marque les dix ans du partenariat euro méditerranéen, cette grande initiative de coopération régionale avec la rive sud de la Méditerranée. Ce partenariat est du reste essentiellement économique (accords bilatéraux de libre-échange, avec l'Algérie, le Maroc et la Tunisie, coopération financière,...).

Chapitre III.3. 2. Approche multivariée

L'expérience est maintenant élargie à des groupes formés par plus de deux variables d'une manière hiérarchique. Il est fait recours à la méthodologie de Johansen.

La méthodologie de Johansen nécessite une première étape essentielle qui est celle de la détermination du nombre de retard⁷ « P » du modèle en niveau selon les critères AIC et SIC. Ensuite nous nous intéresserons à la détermination du nombre de relation de cointégration.

Le tableau III.3–9. relate l'ensemble des résultats obtenus et donc le nombre de retards sera retenu en fonction des les critères AIC et SIC.

Tableau III.3—9. Choix du nombre de retard

P	AIC	SC
0	-20.10186	-20.07775
1	-62.58952	-62.34843*
2	-62.78319*	-62.32512
3	-62.76503	-62.08997
4	-62.75062	-61.85858
5	-62.73267	-61.62365
6	-62.70830	-61.38230
7	-62.67728	-61.13430
8	-62.64514	-60.88518
9	-62.61843	-60.64149
10	-62.58644	-60.39251

Les résultats affirment un retard $P = 1$ pour les tests de SC tandis que le critère AIC donne un $P=2$, il est toujours recommandé de choisir le maximum⁸, nous retenons donc ce dernier, il s'agit alors du modèle VAR (2).

Le nombre maximal de relations de cointégration est $k-1$ (k étant le nombre de variables). Le nombre de relations de cointégration est testé par la statistique de la « Trace » et de « la valeur propre maximale » fournie par Johansen (voir annexe D) :

⁷ Il faut noter que le choix du nombre de retards à introduire constitue une des étapes cruciales de l'analyse, puisqu'il peut affecter sensiblement les résultats des tests visant à déterminer la dimension de l'espace cointégrant. Les simulations réalisées par Boswijk et Franses [1992], Gonzalo [1994]) révèlent qu'un nombre de retards trop petit conduit à sous estimer le nombre de relations de long terme, tandis qu'un nombre de retards trop grand conduit à le surestimer.

⁸ BIERENS, Harmen. J. *EasyReg International 2001*. Department of Economics, Pennsylvania State University, University Park, PA, 2001.

- La valeur propre maximale permet de tester l'hypothèse nulle H_0 « Il y a au plus r relations de cointégration » contre l'alternative H_1 « Il y a au moins $r+1$ relations de cointégration ».
- La Trace permet de tester l'hypothèse nulle H_0 « il y a r relation de cointégration » contre l'alternative H_1 « il y a k relation de cointégration »

Les tests de Johansen donc vont être effectués sur la base de $P = 2$, avec comme hypothèse l'existence d'une tendance dans les relations de court et de long terme⁹.

Les résultats sont rassemblés dans les tableaux suivants, fournis par le logiciel Eviews.

Le choix et la définition des groupes servent à répondre aux questions suivantes :

- I. Y'a t'il des hiérarchies dans l'intégration des pays du Maghreb avec celui de l'Europe et du monde ?
- II. Si non, Peut-on en déduire des segmentations ?

Les groupes sont définis comme suit :

- Groupe 1 : Tunisie, Maroc, France ;
- Groupe 2 : Tunisie, Maroc, Euro ;
- Groupe 3 : Tunisie, Maroc, Europe ;
- Groupe 4 : Tunisie, Maroc, Monde ;
- Groupe 5 : Tunisie, Maroc, Afrique du sud ;
- Groupe 6 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie;
- Groupe 7 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud ;
- Groupe 8 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France ;
- Groupe 9 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro;
- Groupe10 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe;

⁹ Les modèles habituelles proposés par Johansen, seul ce modèle qui a produit les résultats les plus probants et significatifs.

- Groupe11 : Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe, Monde;

Tableau III.3—10. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, France

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucun** (**)	56.36434	42.44	48.45	35.72538	25.54	30.34
Au plus1	20.63896	25.32	30.45	12.93473	18.96	23.65
Au plus 2	7.704229	12.25	16.26	7.704229	12.25	16.26

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.
et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

En testant $H_0: r = 0$, nous testons l'hypothèse que le nombre de vecteurs de cointégration est nul. Si l'on ne peut pas rejeter cette hypothèse, c'est qu'il y a absence de cointégration, et là s'arrête l'analyse. Si l'on rejette cette hypothèse, c'est qu'il y a au moins un vecteur de cointégration, et on doit alors poursuivre la procédure pour vérifier s'il y a plus d'un vecteur. Dans l'étape suivante, nous testons l'hypothèse $H_0: r \leq 1$. Si l'on ne rejette pas cette hypothèse (et que l'on a déjà rejeté $H_0: r = 0$), c'est qu'il y a au maximum un vecteur de cointégration; si l'on rejette l'hypothèse, c'est qu'il y a plus d'un vecteur. On doit alors poursuivre la procédure pour tenter d'identifier le nombre exact de vecteurs de cointégration.

Donc le tableau ci-dessus indique l'existence d'une seule relation de cointégration au seuil de 1%.

Tableau III.3—11. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Euro

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucun** (**)	52.46211	42.44	48.45	31.75269	25.54	30.34
Au plus1	20.70942	25.32	30.45	13.07182	18.96	23.65
Au plus 2	7.637605	12.25	16.26	7.637605	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) Et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Comme montre le tableau ci dessus, il existe *une relation* de long terme entre l'indice Euro, l'indice de Tunis et l'indice de la bourse de Casablanca au seuil de 1%.

Tableau III.3—12. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Europe

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucun** (**)	56.78727	42.44	48.45	36.02023	25.54	30.34
Au plus1	20.76705	25.32	30.45	12.86498	18.96	23.65
Au plus 2	7.902065	12.25	16.26	7.902065	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Nous constatons toujours l'existence *d'une relation* de cointégration au seuil de 1%.

Tableau III.3—13. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Monde

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Valeurs critiques 5%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucun** (**)	55.72928	42.44	48.45	42.44	33.80375	25.54	30.34
Au plus1	21.92553	25.32	30.45	25.32	14.81489	18.96	23.65
Au plus 2	7.110644	12.25	16.26	12.25	7.110644	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Les testes révèlent l'existence *d'une relation* de long terme au seuil de 1% entre l'indice du monde, de Tunis et de Casablanca.

Tableau III.3—14. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Afrique du sud

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucun** (**)	54.59433	42.44	48.45	34.43013	25.54	30.34
Au plus1	20.16421	25.32	30.45	15.41992	18.96	23.65
Au plus 2	4.744283	12.25	16.26	4.744283	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Les tests de trace et de la valeur propre maximale indiquent une seule relation de long terme.

Tableau III.3—15. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie –

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucune** (**)	76.39725	62.99	70.05	37.95810	31.46	36.65
Au plus 1	38.43915	42.44	48.45	20.74591	25.54	30.34
Au plus 2	17.69324	25.32	30.45	10.46648	18.96	23.65
Au plus 3	7.226764	12.25	16.26	7.226764	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1%.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Le test de trace et de la valeur propre maximale indique l'existence d'une seule relation de cointégration au seuil de 1%.

Tableau III.3—16. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucune ** (**)	108.6532	87.31	96.58	43.6863	37.52	42.36
Au plus 1*	64.96687	62.99	70.05	28.2769	31.46	36.65
Au plus 2	36.68990	42.44	48.45	20.9108	25.54	30.34
Au plus 3	15.77908	25.32	30.45	9.43299	18.96	23.65
Au plus 4	6.346081	12.25	16.26	6.34608	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Le test de la trace montre qu'il existe *deux relations* de long terme au seuil de 5%. Le test de la valeur propre maximale indique une seule relation de cointégration au seuil de 1%.

Tableau III.3—17. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France.

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucune ** (**)	143.5516	114.90	124.75	49.81003	43.97	49.51
Au plus 1 *	93.74154	87.31	96.58	32.06614	37.52	42.36
Au plus 2	61.67540	62.99	70.05	26.48044	31.46	36.65
Au plus 3	35.19496	42.44	48.45	20.75090	25.54	30.34
Au plus 4	14.44406	25.32	30.45	8.559563	18.96	23.65
Au plus 5	5.884493	12.25	16.26	5.884493	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Les résultats des tests de Johansen révèlent l'existence de *deux relations* de long terme concernant la trace et une seule relation pour la valeur propre maximale.

Tableau III.3—18. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucune ** (*)	176.9695	146.76	158.49	56.95810	49.42	54.71
Au plus 1 *	120.0114	114.90	124.75	32.23771	43.97	49.51
Au plus 2 *	87.77372	87.31	96.58	29.56908	37.52	42.36
Au plus 3	58.20464	62.99	70.05	22.60323	31.46	36.65
Au plus 4	35.60141	42.44	48.45	20.54542	25.54	30.34
Au plus 5	15.05600	25.32	30.45	9.036763	18.96	23.65
Au plus 6	6.019232	12.25	16.26	6.019232	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

(*) et (**) indiquent la significativité la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Le test de la trace montre qu'il existe *trois relations* de cointégration au seuil de 5%, par contre le test de la valeur propre maximal indique qu'une seule relation au seuil de 1%.

Tableau III.3—19. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
------------	-------------------	----------------------	----------------------	-----------	----------------------	----------------------

Aucune ** (**)	238.7571	182.82	196.08	64.01593	55.50	62.46
Au plus 1 ** (*)	174.7412	146.76	158.49	54.38284	49.42	54.71
Au plus 2 *	120.3583	114.90	124.75	36.55748	43.97	49.51
Au plus 3	83.80084	87.31	96.58	27.14213	37.52	42.36
Au plus 4	56.65871	62.99	70.05	22.26694	31.46	36.65
Au plus 5	34.39177	42.44	48.45	17.46558	25.54	30.34
Au plus 6	16.92619	25.32	30.45	9.028691	18.96	23.65
Au plus 7	7.897497	12.25	16.26	7.897497	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.
 (*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Comme nous remarquons dans le tableau ci-dessus, il existe *trois relations de cointégration* au seuil de 5% par rapport au test de la trace, et *deux relations de cointégration* par rapport a la valeur propre maximale.

Tableau III.3—20. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe, Monde

Hypothèses	Statistique Trace	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%	Max-Eigen	Valeurs critiques 5%	Valeurs critiques 1%
Aucune ** (**)	306.408	222.21	234.41	74.34313	61.29	67.88
Au plus 1 ** (*)	232.065	182.82	196.08	62.10800	55.50	62.46
Au plus 2 ** (*)	169.957	146.76	158.49	50.77344	49.42	54.71
Au plus 3 *	119.184	114.90	124.75	36.78457	43.97	49.51
Au plus 4	82.3997	87.31	96.58	24.19860	37.52	42.36
Au plus 5	58.2011	62.99	70.05	23.05399	31.46	36.65
Au plus 6	35.1471	42.44	48.45	18.32163	25.54	30.34
Au plus 7	16.8254	25.32	30.45	9.024836	18.96	23.65
Au plus 8	7.80064	12.25	16.26	7.800646	12.25	16.26

* et ** indiquent la significativité de la trace respectivement au seuil de 5 % et 1 %.
 (*) et (**) indiquent la significativité de la valeur propre maximal respectivement au seuil de 5 % et 1 %.

Nous constatons que le test de la trace indique *quatre relations* de cointégration au seuil de 5%. Le test de la valeur propre maximale révèle l'existence de *trois relations* de long terme au seuil de 5%.

Les tests multivariés de Johansen sont résumés ci-dessous. Nous allons prendre en considération le test de trace, car ce dernier est réputé plus robuste ¹⁰.

- Tunisie, Maroc, France : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Euro : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Europe : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Monde : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Afrique du sud : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie : *une relation de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud : *deux relations de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France: *deux relations de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro : *trois relations de cointégration* ;
- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe : *trois relations de cointégration* ;

- Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France, Euro, Europe, Monde : *quatre relations de cointégration*.

Nous constatons qu'il n'y a pas une segmentation totale entre les différents indices au contraire il existe une certaine hiérarchie dans les relations entre les variables. Ces relations indiquent une tendance commune de long terme entre certaines bourses dites émergentes et celles développées.

L'analyse des résultats fait apparaître que les tests de Johansen confirme la liaison entre le Maghreb et l'Europe ; les pays signataires de l'accord d'Agadir s'intègrent entre eux dans le long terme et qu'il existe une interdépendance entre les pays du Maghreb et le monde à long terme malgré que les tests bivariés ont infirmé une telle relation. Les relations

¹⁰ HELMUT Lutkepohl, Saikkonen PENTTI et Trenkler CARSTEN. *Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process*. *Econometrics Journal* (2001), volume 4, pp. 287–310.

multivariées traduisent une relation commune à l'ensemble considéré, ce qui ne contredit pas l'absence de relations bilatérales. Une combinaison linéaire significative peut exister entre plusieurs séries sans qu'une cointégration entre deux sous parties soit significative.

Chapitre III.4. Nombre de relations de cointégration avec ruptures structurelles

La sensibilité des tests de racine unitaire de type ADF, Perron...est attestée par plusieurs études (Perron, Zivot et Andrews) ce point est se vérifie également lorsque on test la stationnarité des résidus de régression de cointégration. L'hypothèse de non cointégration est souvent acceptée lorsque les séries recèlent des ruptures (Vasco et al). C'est pourquoi certains chercheurs estiment que la prise en compte des ruptures structurelles « est indispensable si l'on veut éviter le risque de rejeter à tort l'hypothèse de cointégration »¹¹ .

Chapitre III.4. 1. Test de Gregory et Hansen (1996)

Parallèlement aux travaux sur les racines unitaires avec ruptures structurelles sur séries univariées (Perron, Zivot et Andrews), un certains nombres de tests de cointégration examinant la même question ont été développés. Le test de Gregory et Hansen (1996) propose une méthode basée sur la stationnarité des résidus comme chez Engel et Granger qui tiennent compte d'une rupture à une date inconnue a priori. La date de rupture est déterminée par le modèle, l'équation générale impliquant un changement de régime après la date de rupture est retenue.

Les tests de cointégration avec rupture de Gregory et Hansen considèrent les hypothèses de test suivantes : absence de cointégration contre cointégration avec rupture. Autrement dit, ils considèrent que les séries ne sont pas cointégrées sur l'ensemble de la

¹¹ GOUX Jean-François. *Les effets de la mise en place de l'UEM sur la stabilité et la sensibilité aux chocs du taux de change euro contre dollar*. 19ème Conférence Internationale D'économie Monétaire Et Bancaire Lyon (France), 6 et 7 juin 2002.

période contre l'hypothèse alternative que les séries sont cointégrées sur chacune des sous-périodes considérées.

Les tests usuels de cointégration opposent l'existence d'une relation de cointégration et l'absence de celle-ci, mais ne prennent pas en compte l'éventualité de rupture. La nature de la rupture a des conséquences différentes sur les conclusions des tests de cointégration standards :

- La présence d'une rupture des séries univariées intervenant dans la relation de cointégration a un faible impact sur le comportement des tests usuels de cointégration.
- Mais la présence d'une rupture de la relation de long terme peut conduire à des conclusions erronées lors de l'application des tests de cointégration standards : l'hypothèse de cointégration est fréquemment rejetée en présence de cointégration avec rupture.

De façon générale, les hypothèses de tests sont les suivantes :

- Absence de relation de cointégration ;
- Existence d'une relation de cointégration avec changement structurel à une date indéterminée.

Chapitre III.4. 2. Résultats du test

Le **tableau III.4-1**, ci-dessous reproduit les résultats de la méthode de Gregory et Hansen. On constate que cinq relations bivariées se sont avérées significative au seuil de 1%. Elles sont :

- Tunisie- France ;
- Afrique du sud – France ;
- Afrique du sud- Monde ;
- Europe- Monde ;
- France- Monde.

Tableau III.4—1. Estimation de relations de cointégration avec rupture structurelle

Résidus	ADF*	Point de rupture	Date de Rupture
FTSE/ CAC40	-5837299	408922	29/05/02
FTSE/ MSCIWORLD	-5614718	418216	18/06/02
EFGI/MSCIWORLD	-3925348	419145	
MSCIEUROPE/MSCIWORLD	-5362758	418680	18/06/02
CAC40/MSCIWORLD	-5202629	414498	09/06/02
ASE/CAC40	-3824438	740242	
ASE/MSCIWORLD	-3657834	410781	
CFG25/CAC40	-3161443	798327	
CFG25/WORLD	-3239573	473978	
TUNIS/CAC40	-5308794	849907	01/01/05
TUNIS/MSCIWORLD	-4398232	849442	
TUNIS/CFG25	-4213390	469796	
TUNIS/ASE	-2499461	723978	
TUNIS/FTSE	-3550481	769517	
CFG25/FTSE	-3271097	568309	
CFG25/CAC40	-3133518	329461	
CFG25/EFGI	-3191570	733271	
CFG25/ASE	-2508881	770446	
EFGI/ASE	-3120581	486059	
EFGI/CAC40	-2984640	438662	
Valeurs Critiques	1%	-547	
	5%	-495	

Il n'est pas étonnant de constater la force de la relation des indices Français et Européen avec l'indice Monde autant avec que sans rupture structurelle.

Par ce test la place sud Africaine comme marché émergent intégré aux marchés européen et mondial se confirme. Ceci est d'autant plus renforcé que la date de rupture observé est la même pour la France que l'Afrique du sud à savoir **Juin 2002**.

Il est autorisé de supposer que vers cette période là, la déprime due à l'éclatement de la bulle technologique fin 1999 commençait à s'évacuer.

S'agissant de la relation Tunisie –France, la date se situe en janvier 2005, date qui correspond au progrès réalisé par la bourse de Tunis comme discuté dans la première section du deuxième chapitre.

Cette expérience avec les ruptures structurelles confirme les conclusions auxquelles les résultats de l'étude sans rupture structurelle avaient abouti.

Chapitre III.5. Conclusion

Nous avons évalué dans ce chapitre empiriquement la relation entre les marchés boursiers du Maghreb (Tunisie et Maroc), quelques marchés émergents (Égypte, Jordanie et Afrique de sud) et les marchés boursiers internationaux.

Par ailleurs une analyse bivariée « Engel et Granger » et multivariée « Johansen » est réalisée afin de chercher l'existence des liens hiérarchiques dans l'intégration des pays du Maghreb avec les différents marchés internationaux. Nous avons pu conclure qu'il existe des tendances communes à long terme qui lie les pays du Maghreb avec les autres marchés émergents considérés, ainsi qu'avec les pays développés. Ces liens sont confirmés en prenant considération des ruptures structurelles.

Chapitre IV

Interdépendances

financières à court terme

V.1. Introduction

Nous avons emprunté dans le Chapitre précédent une démarche fondée sur la cointégration afin de déterminer les interdépendances entre les marchés des capitaux des pays du Maghreb (Tunis et le Maroc) avec un certain nombre de marchés internationaux.

La cointégration nous a permis de vérifier l'existence de tendances communes à long terme, le modèle à correction d'erreurs permet d'en expliquer et d'en déduire le mécanisme d'ajustement.

Trois instruments d'analyse sont utilisés afin de préciser les dynamiques de court termes: les tests de causalité, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et les fonctions de réponses aux chocs.

La première section du chapitre est consacrée à l'examen du modèle à correction d'erreur qui vise à rendre compte dans une même équation d'un écart éventuel par rapport à un équilibre de long terme et du processus d'ajustement à court terme de cet équilibre. La seconde détermine les relations causales existantes entre les différents marchés étudiés. Enfin la troisième section complète l'étude de causalité en quantifiant les relations à partir des phénomènes de la décomposition de la variance et l'analyse impulsionnelle.

V.2. Estimation du modèle à correction d'erreur

Les tests de cointégration nous ont permis de tester la possibilité de l'existence de relations de long terme entre les différents indices boursiers. Or ces tendances à long terme n'excluent pas des divergences momentanées, c'est pourquoi une deuxième étape dans notre démarche empirique consiste à modéliser de relations d'ajustement de court terme entre ces variables. Pour mettre en évidence ce mécanisme, un Modèle à Correction d'Erreur (M.C.E) est utilisé.

En effet le théorème de représentation d' **Engle** et **Granger**¹, « démontre que les séries non-stationnaires, plus particulièrement celles qui possèdent une racine unitaire, doivent être représentées sous forme de modèle à correction d'erreur si elles sont cointégrées, c'est-à-dire s'il existe une combinaison linéaire stationnaire entre elles. Le modèle à correction d'erreur permettant de spécifier la dynamique à court terme des variables en présence en vue d'atteindre l'équilibre stable de long terme ».

1. Normalisation des vecteurs de cointégration

La technique d'estimation de Johansen nous a permis donc d'obtenir r vecteurs de cointégration estimés, mais qui ne sont pas identifiés puisque toute combinaison linéaire de ces vecteurs estimés peut aussi être considérée comme un vecteur de cointégration. Pour les identifier, il faut imposer des *restrictions de normalisation*.

EvIEWS adopte une normalisation de sorte que les r (dans notre cas $r = 4$) premières séries soient normalisées à une matrice identité.

La relation de cointégration normalisée qui fait l'hypothèse de 4 relations de cointégration est donnée par :

¹ Arthur CHARPENTIER, « Cours de séries temporelles : théorie et applications », Université Paris DAUPHINE.

Tableau IV.2—1. Vecteurs de cointégration normalisés

CFG25	TUNIS	EFGI	ASE	FTSE	CAC 40	MSCIEURO	MSCI EUROPE	MSCI WORLD
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.311821 (0.39643)	-7.904522 (1.90307)	10.15876 (2.32693)	-10.64966 (1.42316)	6.305593 (1.09418)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.875645 (0.25213)	-1.154021 (1.21035)	1.042369 (1.47993)	-4.002184 (0.90513)	2.757224 (0.69590)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-5.263240 (0.86832)	4.225523 (4.16833)	-3.285576 (5.09673)	5.455813 (3.11717)	-4.253396 (2.39660)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-4.553063 (1.11169)	18.50851 (5.33660)	-13.01977 (6.52521)	13.58354 (3.99083)	-17.33639 (3.06831)

Les valeurs entre parenthèse représentent la statistique de student² associés aux coefficients des variables.

Après normalisation, les relations de long terme juste identifiées s'écrivent :

- **CFG25** = -1.311821 **FTSE** + 7.904522**CAC 40** - 10.15876 **MSCIEURO** +10.64966 **MSCI EUROPE** -6.305593 **MSCI WORLD** - 0.000321**trend** - 10.85902
- **TUNIN** = - 0.875645**FTSE** + 1.154021 **CAC 40** - 1.042369 **MSCIEURO** + 4.002184 **MSCI EUROPE** -2.757224 **MSCI WORLD** + 0.000217**trend** + 1.322011
- **AFGI** = 5.263240 **FTSE** - 4.225523 **CAC 40** + 3.285576 **MSCIEURO** - 5.455813 **MSCI EUROPE** +4.253396 **MSCI WORLD** - 0.001201**trend** - 7.761531

² La valeur critique de t donnée par la table de Student est de 1,96 au seuil $\alpha = 5\%$,

$$\begin{aligned} \blacksquare \text{ ASE} = & 4.553063 \text{ FTSE} - 18.50851 \text{ CAC 40} + 13.01977 \text{ MSCIEURO} \\ & + 13.58354 \text{ MSCI EUROPE} + 17.33639 \text{ MSCI WORLD} + \\ & 0.000871 \text{ trend} + 15.33731 \end{aligned}$$

2. Coefficients d'ajustements

Afin de mesurer le degré de stabilité, nous déterminons les poids α correspondants, que nous interprétons comme la vitesse moyenne de convergence vers les relations cointégrantes de moyen terme précédemment définies, est aussi considéré la force de rappel, qui permet de rétablir le déséquilibre d'une variable ; son signe doit être négatif et statistiquement significatif pour qu'on puisse avoir un mécanisme de correction d'erreur.

Tableau IV.2—2. Estimation de coefficients d'ajustements

CFG25	TUNIN	EFGI	ASE	FTSE	CAC 40	MSCIEuro	MSCI Europe	MSCI WORLD
-0.004098 (0.00232)	0.005303 (0.00150)	-0.002786 (0.00490)	-0.012633 (0.00341)	-0.008245 (0.00371)	0.003539 (0.00368)	0.001768 (0.00358)	0.002786 (0.00299)	0.004453 (0.00285)
-0.004901 (0.00263)	-0.006748 (0.00170)	-0.018932 (0.00555)	-0.001712 (0.00386)	-0.001911 (0.00420)	-0.002051 (0.00417)	0.000765 (0.00406)	0.001495 (0.00339)	0.003730 (0.00323)
0.000150 (0.00102)	-0.000589 (0.00066)	-0.003384 (0.00215)	0.001533 (0.00149)	0.006305 (0.00163)	0.007499 (0.00161)	0.006541 (0.00157)	0.005936 (0.00131)	0.001872 (0.00125)
-0.002405 (0.00127)	0.001643 (0.00082)	-0.001173 (0.00267)	-0.003784 (0.00186)	-0.005288 (0.00203)	-0.004028 (0.00201)	-0.003362 (0.00195)	-0.002413 (0.00164)	0.002513 (0.00156)

Les valeurs entre parenthèse représentent la statistique de student associés aux coefficients des variables.

Les résultats attestent que les coefficients d'ajustement vers l'équilibre associé aux variables composant notre panel sont statistiquement significatif et négatifs ce qui valide le modèle à correction d'erreurs, sauf pour l'indice monde ou le coefficient d'ajustement est positif dans les quatre équations de cointégration.

Nous avons montré qu'en plus de l'existence de tendances communes entre les indices boursiers de notre échantillon ce qui confirme les relations de long terme, sont aussi reliés par des relations de court terme du fait que le modèle à correction d'erreurs est validé sauf pour l'indice mondiale.

V.3. Détermination de relations causales

1. Test de causalité de Granger

Une des questions que l'on peut se poser à partir d'un modèle (VAR) est de savoir s'il existe une relation de causalité entre les différentes variables du système. En économétrie, la causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de *Granger*, ou en terme d'analyse impulsionnelle, selon les principes de *Sims*.

D'une manière générale le concept de causalité introduit par *Granger* et *Sims* doit être compris comme la recherche d'une mesure particulière des dépendances temporelles entre séries chronologiques

Les contributions les plus connues de Granger (1969 et 1980) à l'économétrie sont sans nul doute celles liées à l'analyse de la causalité. Ses travaux ont en effet permis de définir et de formaliser de façon simple des notions relatives à la causalité, au travers de plusieurs définitions. Enfin, en 1988, Granger montre que si deux séries intégrées à l'ordre 1 sont reliées par une relation de cointégration, alors il doit exister une causalité au sens de Granger dans au moins une direction.

2. Résultats des tests de causalité

La causalité au sens de Granger permet de voir si les innovations sur un marché aident à prévoir les rendements d'un autre marché, il y a causalité au sens de Granger dès lors que la

prévision d'une variable Y_{t+1} est améliorée en utilisant l'information contenue dans une variable X_t .

Le tableau en bas résume les tests de Granger. Il permet de visualiser et de comparer au sens de Granger les différents rendements des indices boursiers considérés. Nous validons l'existence de relation causale à partir du moment où la probabilité associée au test de Fisher sur la significativité des coefficients à correction d'erreur est inférieure ou égale au seuil critique de 10%.

Le recours au test de causalité de Granger nous permet d'identifier le sens de causalité entre ces marchés cointégrés. D'après le tableau IV.3-1. nous validons 19 relations causales. Ces résultats confirment qu'il existe des relations à court terme entre les différents marchés.

Tableau IV.3—1. Tests de causalité de Granger

Indice	ASE	CAC 40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN	Causes
ASE		0.40056 (0.67000)	0.86926 (0.41941)	0.00745 (0.99258)	0.29446 (0.74496)	0.17921 (0.83594)	0.98059 (0.37526)	0.50284 (0.60488)	1.46354 (0.23165)	0
CAC 40	1.59367 (0.20342)		1.02193 (0.36008)	5.44494 (0.00438)	0.61290 (0.54187)	0.37109 (0.69003)	20.6394 (1.3E-09)	1.54375 (0.21382)	0.84954 (0.42776)	2
CFG25	1.42005 (0.24193)	1.83499 (0.15987)		1.01493 (0.36260)	1.11015 (0.32970)	1.74604 (0.17471)	0.02419 (0.97610)	0.44098 (0.64346)	0.03078 (0.96969)	0
EFGI	2.42721 (0.08853)	0.56275 (0.56973)	1.74384 (0.17510)		0.42580 (0.65331)	0.25289 (0.77657)	0.21148 (0.80940)	1.45640 (0.23331)	0.97304 (0.37810)	1
MSCI Euro	1.41658 (0.24277)	3.27088 (0.03817)	0.82514 (0.43831)	5.64099 (0.00360)		2.66811 (0.06962)	23.3491 (9.3E-11)	1.73237 (0.17712)	0.75075 (0.47214)	4
MSCI Europe	1.48508 (0.22672)	0.50511 (0.60351)	1.56105 (0.21016)	5.14791 (0.00588)	1.01832 (0.36138)		22.7369 (1.7E-10)	2.47999 (0.08399)	1.16789 (0.31122)	3
FTSE/JSE	0.07443 (0.92828)	0.98077 (0.37519)	5.40212 (0.00457)	6.69891 (0.00126)	2.09643 (0.12315)	1.57954 (0.20631)		5.31889 (0.00496)	0.55354 (0.57500)	3
MSCI World	0.34911 (0.70535)	59.0476 (1.1E-25)	1.15554 (0.31509)	2.70950 (0.06680)	53.4447 (2.3E-23)	69.0581 (8.9E-30)	62.5859 (3.9E-27)		3.76522 (0.02332)	6
TUNIN	0.15423 (0.85708)	0.32270 (0.72423)	1.73226 (0.17714)	0.56918 (0.56607)	0.92239 (0.39773)	0.93155 (0.39410)	0.12691 (0.88082)	0.77801 (0.45945)		0
Causes	1	2	1	5	1	2	4	2	1	19

Les chiffres enseignent clairement qu'aucune valeur passée d'indice des pays du Maghreb n'aide à mieux prédire la valeur courante des autres rendements. Par contre, les

résultats de causalité attestent la présence de relations de causalité unidirectionnelle entre les autres marchés vers les marchés de capitaux Maghrébins. Ainsi les rendements de MSCIWORLD aide à prédire les valeurs présentes de l'indice de Tunis, et les chocs qui affectent l'indice FTSE /JSE influence significativement l'indice de Casablanca.

Il convient de souligner le rôle de l'indice de Johannesburg. Les valeurs passées de ce dernier aide à mieux prédire les valeurs présentes de l'indice de Caire, l'indice de Casablanca ainsi que l'indice mondial est causé par les indices européens (CAC40, MSCI EURO) et l'indice mondial, il existe alors une causalité bidirectionnelle entre le FTSE et le MSCIWORLD. Tout ça confirme ce qu'on a vu avant : « le comportement du marché sud africain comme une place financière développée ».

Il existe aussi une causalité bidirectionnelle entre l'indice MONDE et L'indice Europe.

Parlant des pays signataire de l'accord d'Agadir, les résultats révèlent l'existence de relation unidirectionnelle entre l'indice du Caire et l'indice de Amman.

Donc le test de causalité confirme bien la relation de court terme et renforce plus au moins l'hypothèse d'intégration entre les différents marchés émergents et développés.

V.4. Analyse de l'impact des chocs

Les testes de *causalité de Granger* appliqués précédemment nous fournissent uniquement une vision *qualitative* des relations entre les différents indices, il ne permet pas de comprendre l'amplitude des effets observés dans le temps, ni même de connaître le signe de corrélation existant entre les marchés. *La décomposition de la variance et la réponse impulsionnelle* nous permettrons de *quantifier* cette relation. C'est pour cela qu'il conviendra par la suite de compléter les résultats par l'analyse de la décomposition de la variance des erreurs de prévision et des fonctions de réponse impulsionnelle.

1. Décomposition de la variance

La décomposition de la variance des erreurs de prévision des rendements d'un marché donné permet de mesurer l'importance relative des autres marchés dans l'explication des

fluctuations de celui-ci. Ainsi, une création des chocs aléatoires sur les rendements d'un indice boursier, nous permettons de *définir quel est le pourcentage de la variance des erreurs de prévision* des rendements d'un marché qui est attribuable aux innovations de chacune des autres variables, à différents horizons. En d'autres termes, cela nous permettra de comprendre dans quelle mesure un choc sur une variable endogène est expliqué par les perturbations des autres variables du système.

L'analyse des résultats de la décomposition de la variance a été effectuée en prenant comme référence 4 horizons temporaires : 1, 5, 10 et 20 jours.

Le tableau IV.4-1 montre le résultat de la décomposition de la variance suite à un choc aléatoire sur les rendements de l'indice de Amman. Il apparaît clairement que quel que soit l'horizon, la variance de l'erreur de prévision est largement attribuable aux propres innovations de l'indice Amman. Les autres indices ne l'expliquent que dans une mesure infinitésimale.

Tableau IV.4—1. Décomposition de la variance de ASE

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	99.26355	0.135158	0.126126	0.241925	0.020471	0.108407	0.031628	0.045456	0.027281
10	99.26301	0.135209	0.126129	0.241952	0.020581	0.108421	0.031628	0.045787	0.027286
20	99.26301	0.135209	0.126129	0.241952	0.020581	0.108421	0.031628	0.045787	0.027286

Suite à un choc aléatoire sur le CAC40 (tableau IV.4-2), il apparaît clairement que ce dernier est expliqué à 90% aux différents horizons par les propres innovations des rendements Français. L'indice du monde et Amman contribue à concurrence de 6% et 2% respectivement à la variabilité du CAC40.

Tableau IV.4—2. Décomposition de la variance de CAC40

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	2.330733	97.66927	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	2.208393	90.29989	0.200557	0.068718	0.352087	0.139858	0.141168	6.435051	0.154280
10	2.208533	90.29924	0.200701	0.068881	0.352202	0.139861	0.141169	6.435126	0.154286
20	2.208533	90.29924	0.200701	0.068881	0.352202	0.139861	0.141169	6.435126	0.154286

Le tableau ci-dessous explique qu'à partir d'un choc en CFG25 la variance d'erreur de prévision est expliquée principalement par les innovations des rendements de l'indice marocain pour tous les périodes et quel que soit l'horizon.

Tableau IV.4—3. Décomposition de la variance de CFG25

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNINDEX
1	1.149706	0.151902	98.69839	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	1.251459	0.292138	97.63328	0.095130	0.018980	0.291978	0.311505	0.016096	0.089433
10	1.251454	0.292142	97.63291	0.095145	0.018981	0.291977	0.311555	0.016102	0.089734
20	1.251454	0.292142	97.63291	0.095145	0.018981	0.291977	0.311555	0.016102	0.089734

Le tableau IV4-4. présente les résultats de la décomposition de la variance d'erreur de prévision des rendements de l'indice EFGI. En effet l'EFGI est expliquée à près de 5% par les innovations de Amman. De plus la variance d'erreur de prévision de EFGI est également due à près de 92% aux innovations de EFGI.

Tableau IV.4—4. Décomposition de la variance de EFGI

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	4.756926	0.850554	1.000428	93.39209	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	4.708074	1.452065	1.039343	92.29117	0.091564	0.020026	0.290432	0.056430	0.050901
10	4.708073	1.452067	1.039348	92.29096	0.091649	0.020034	0.290432	0.056536	0.050902
20	4.708073	1.452067	1.039348	92.29096	0.091649	0.020034	0.290432	0.056536	0.050902

Les rendements de l'indice Euro subissent des influences plus variées par rapport aux autres indices, ainsi d'après le tableau IV.4-5 la variance d'erreur de prévision de MSCI Euro sur la période globale est expliquée à 84% par les fluctuations de CAC, 6% par ces propre innovations, 6% par la variance de MSCI WORLD, 2% par les fluctuations de Amman.

Tableau IV.4—5. Décomposition de la variance de MSCI EURO

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	2.495343	90.86881	0.004472	0.013790	6.617589	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	2.356808	84.66772	0.126584	0.058912	6.239132	0.095512	0.203239	6.118187	0.133907
10	2.356925	84.66719	0.126707	0.059042	6.239194	0.095515	0.203242	6.118271	0.133912
20	2.356925	84.66719	0.126707	0.059042	6.239194	0.095515	0.203242	6.118271	0.133912

Nous constatons d'après le tableau IV.4-6. que la décomposition de la variance d'erreur de prévision d'Europe est expliquée à 80%, 7%, 5%, est 2% par la variance de CAC40, MSCI WORLD, MSCI EURO et ASE respectivement. 4% est expliquée par les propres variations de l'Europe.

Tableau IV.4—6. Décomposition de la variance de MSCI EUROPE

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	2.268370	87.69879	0.001122	0.020667	5.493437	4.517614	0.000000	0.000000	0.000000
5	2.106032	80.67520	0.178919	0.057843	5.131451	4.413077	0.153121	7.077492	0.206862
10	2.106159	80.67460	0.179072	0.058019	5.131527	4.413048	0.153124	7.077588	0.206864
20	2.106159	80.67460	0.179072	0.058019	5.131527	4.413048	0.153124	7.077588	0.206864

Le tableau suivant montre qu'un choc aléatoire sur l'indice FTSE après 5 jours est expliqué à hauteur de 67% de ses propres innovations, 21% des variations de CAC40, 4% des fluctuations de MSCI WORLD et 3% des variations Europe et 2% de variations de chacun de Amman et Euro.

Tableau IV.4—7. Décomposition de la variance de FTSE/JSE

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	1.896576	20.73506	0.130754	0.326194	1.841528	3.030782	72.03911	0.000000	0.000000
5	1.843321	21.17799	0.122512	0.370093	1.974949	2.980150	67.20921	4.111760	0.210015
10	1.843333	21.17795	0.122529	0.370119	1.974987	2.980151	67.20904	4.111835	0.210060
20	1.843333	21.17795	0.122529	0.370119	1.974987	2.980151	67.20904	4.111835	0.210060

Le tableau ci-dessous résume les résultats de la décomposition de la variance de l'indice de la Tunisie. Il est important de remarquer que quel que soit l'horizon ce sont les innovations de TUNIN (90%) qui expliquent le mieux la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du marché tunisien. Il est expliqué aussi à 5% par les fluctuations de Amman et 2% par les variations de MSCI WORLD.

Tableau IV.4—8. Décomposition de la variance de TUNIN

Période	ASE	CAC40	CFG25	EFGI	MSCI Euro	MSCI Europe	FTSE/JSE	MSCI World	TUNIN
1	4.913940	0.672069	0.618352	1.105648	0.153335	0.096111	0.072058	2.227554	90.14093
5	4.667600	0.737153	0.608890	1.200050	0.238945	0.345767	0.164526	2.248145	89.78892
10	4.667523	0.737140	0.609013	1.200038	0.239123	0.346043	0.164580	2.248116	89.78843
20	4.667523	0.737140	0.609013	1.200038	0.239123	0.346043	0.164580	2.248116	89.78843

En résumé, Dans toutes les décompositions que nous avons effectuées, nous avons remarqué la forte capacité des variables causées dans le sens Granger à prédire leur propre variabilité. Au-delà, l'analyse de la décomposition de la variance n'a apporté aucune surprise et elle n'a pu que confirmer les résultats obtenus lors des tests de causalité de Granger.

Les indices des pays signataires de l'accord d'Agadir sont ceux qui présentent un plus grand degré d'exogénéité³, en expliquant-en nous centrant l'horizon temporaire de 20 jours-99%, 98% et 92%, et 90% pour ASE, CFG25, EFGI et TUNIN respectivement, de ses propre variances.

³ En effet, d'après Sims (1972) l'exogénéité d'une variable est équivalente à la condition que l'innovation de cette variable explique toute sa variance de l'erreur de prévision à tous les horizons.

2. Analyse impulsionnelle

Les fonctions de réponse impulsionnelle pendant un laps temporel qui commence à partir du moment de la réalisation du choc vont nous permettre de connaître le sens, la grandeur, et la durée de l'impact d'un choc sur les rendements d'un indice boursier. Dans le but d'incorporer une certaine information complémentaire sur la structure des relations entre les indices et pour compléter les commentaires obtenus à partir de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

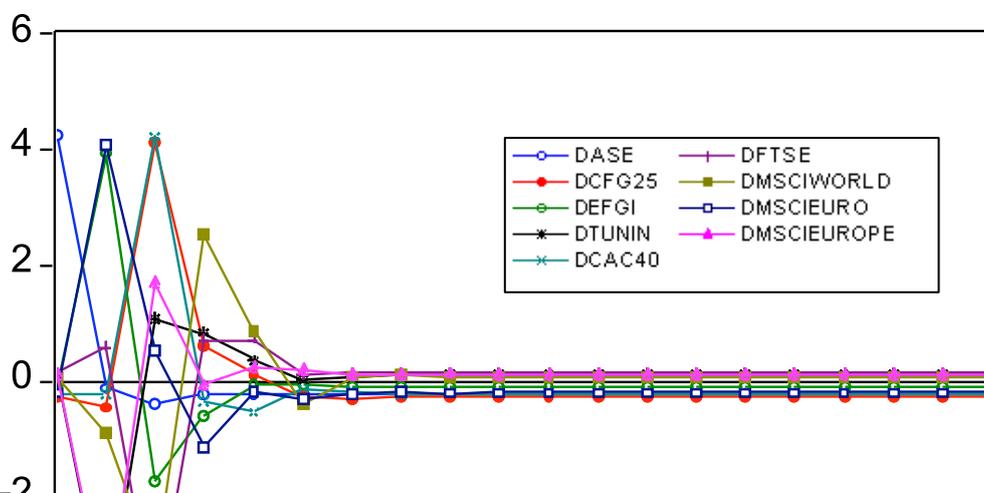
Ces fonctions décrivent la réponse de chaque variable pendant la période $t+s$ suite à un choc inattendu (exogène) dans les autres variables du système (ou elle même), réalisé au cours de la période t , en maintenant tout le reste constant.

L'effet des différents chocs économiques sera analysé grâce à la méthode la plus souvent utilisée aujourd'hui, celle des graphiques d'impulsion.

Les graphiques des fonctions de réponses impulsionnelles illustrent les réactions des différents indices à un choc sur chacun des indices, pour un horizon de 20 jours.

La figure IV.4-1 représente la réaction des indices émergents et développés à un choc sur l'indice boursier jordanien. Le choc ayant pour origine ASE, il est normal que ce soit cette variable qui réagisse avec le plus d'amplitude. Les autres indices réagissent instantanément au choc, sauf CAC40 qui est affecté par le choc à l'horizon 2. L'ensemble des variables amortit le choc en quatre jours mis à part TUNIN et CFG25 ou le choc est absorbé assez rapidement soit au bout de la troisième journée.

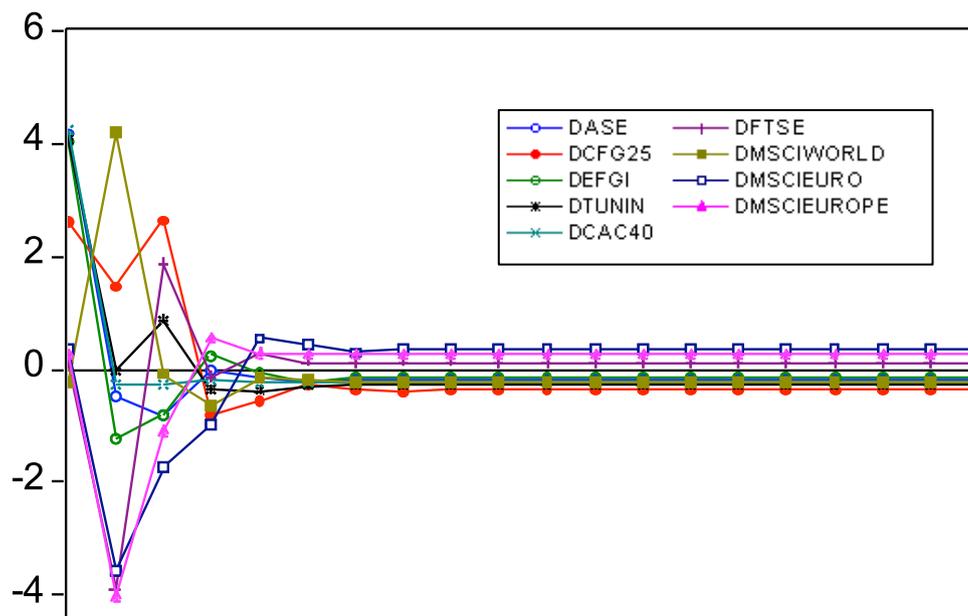
Figure IV.4—1. Réponse au choc en ASE



La figure IV.4-2. illustre les réactions des huit indices sur le CAC 40 ; il apparaît clairement que le MSCI WORLD est la deuxième variable réagissant instantanément avec plus d'amplitude après le CAC40. La majorité des indices absorbent le choc en quatre jours. Tandis que les rendements des indices MSCI WORLD, FTSE/JSE, CFG 25 prennent plus de temps (en cinq jours).

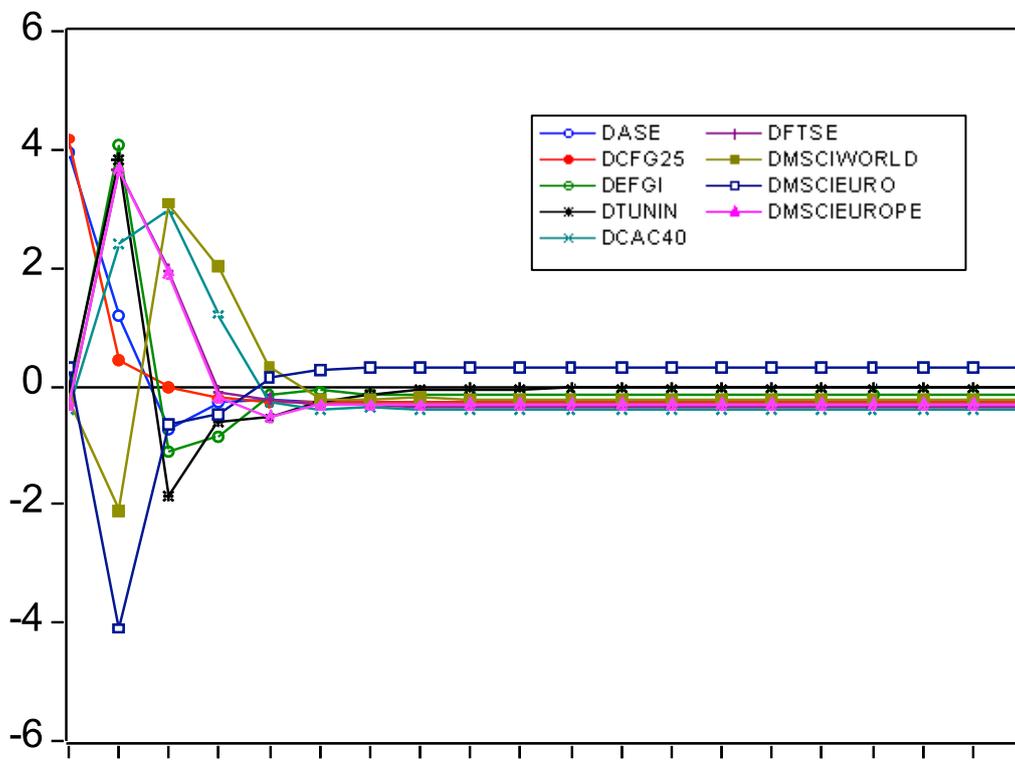
Nous remarquons que les indices du Maghreb : TUNIN et CFG25 réagissent à un choc sur CAC40 avec plus d'amplitude qu'à un choc sur ASE.

Figure IV.4—2. Réponse au choc en CAC40



Le graphique IV.4-3. résume les réactions des différents indices à un choc sur CFG 25. Nous constatons que l'ensemble des indices est très peu sensible aux innovations marocaines. Le MSCI world n'a quasiment pas d'impact sur CFG25 qui explique que la fonction de réponse impulsionnelle associées à MSCI world se confondent complètement avec l'axe des abscisses quel que soit l'horizon. Concernant la période d'amortissement du choc pour la quasi-totalité des indices est quatre jours, hormis MSCI Euro et MSCI Europe qui absorbent le choc en 3 jours.

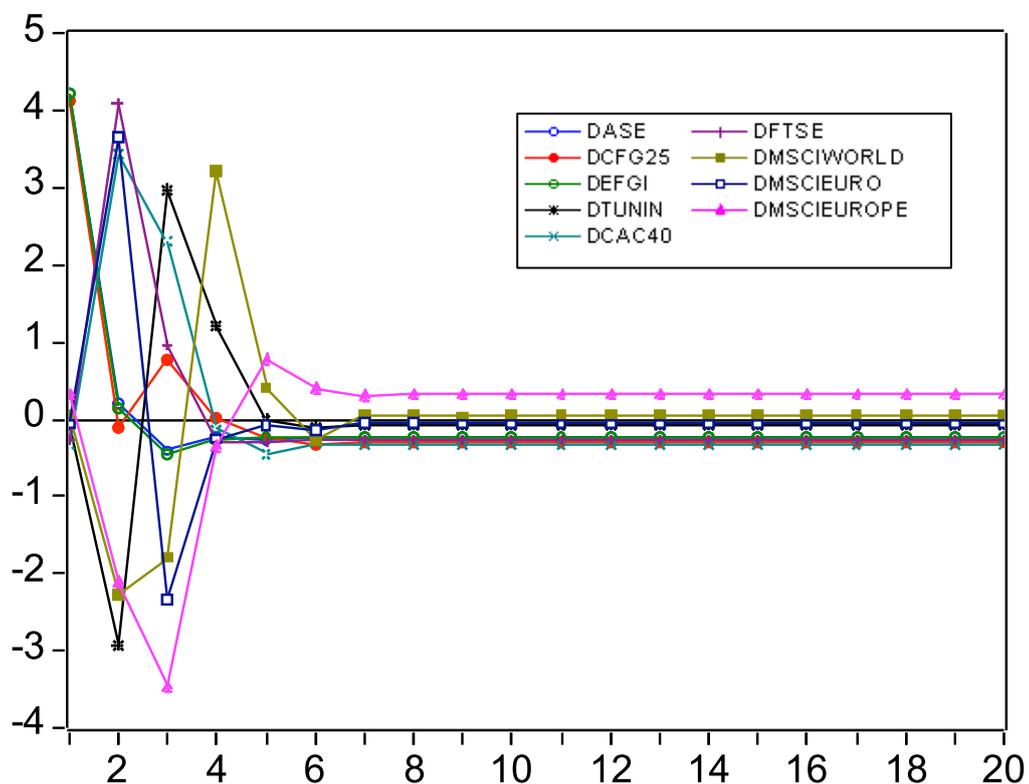
Figure IV.4—3. Réponse au choc en CFG25



Le graphique IV.4-4 décrit les réactions des variables : ASE, CAC40, CFG25, MSCI world, MSCI Euro, MSCI Europe, FTSE, TUNIN à une innovation sur EFGI.

Un choc sur EFGI à un effet immédiat sur l'ensemble des indices hormis MSCI Europe, la fonction de réponse impulsionnelle relatif à cette variable se confond presque avec l'axe des abscisses. Nous remarquons que l'indice de ASE réagit avec plus d'amplitude après celui de EFGI. L'amortissement des chocs pour l'ensemble des indices est de quatre jours.

Figure IV.4—4. Réponse au choc en EFGI



Les graphiques ci dessous illustrent les interactions de l'ensemble des indices à un choc sur MSCI Euro et MSCI Europe respectivement.

La lecture des graphes nous permet de conclure que suite à un choc sur les marchés européens les différents indices réagissent instantanément. Nous pouvons dire aussi que le CAC40 est la variable qui réagisse avec plus d'amplitude que MSCI Euro et MSCI Europe pourtant frappés à l'origine par le choc, cela confirme l'interprétation de la décomposition de la variance dans les tableaux IV.4-5 et IV.4-6.

Nous remarquons que la réaction de l'indice mondiale est aussi intéressante. Concernant la durée de l'absorption du choc dans les deux graphes est de quatre jours.

Figure IV.4—5. Réponse au choc en MSCIEURO

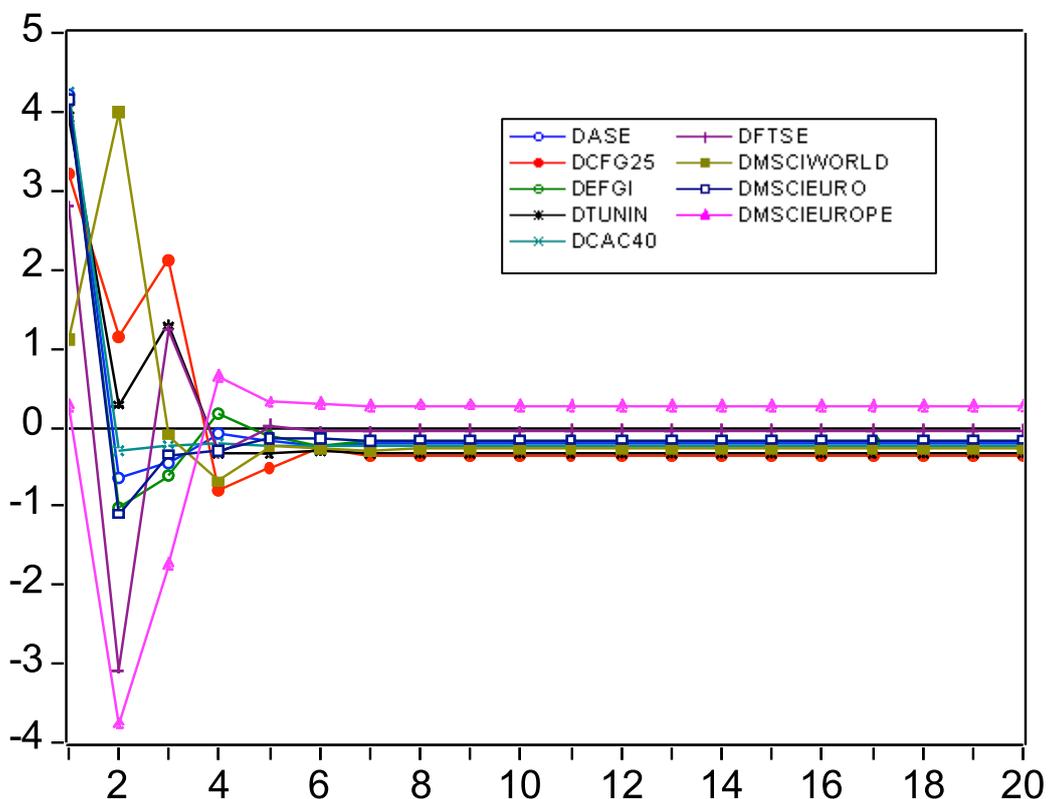
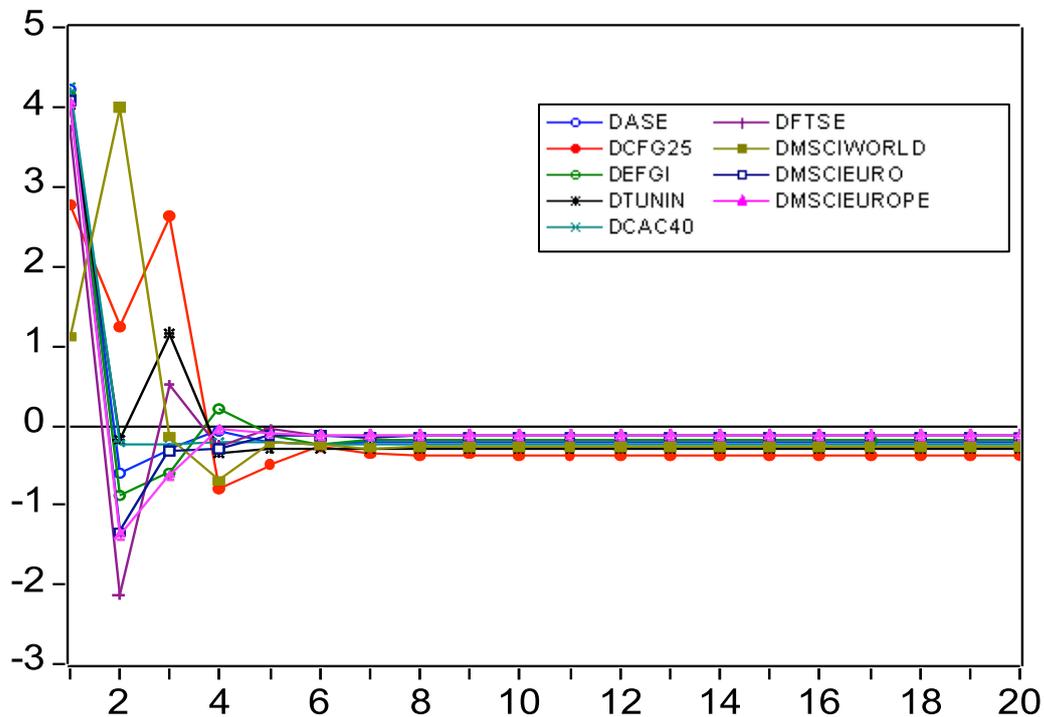
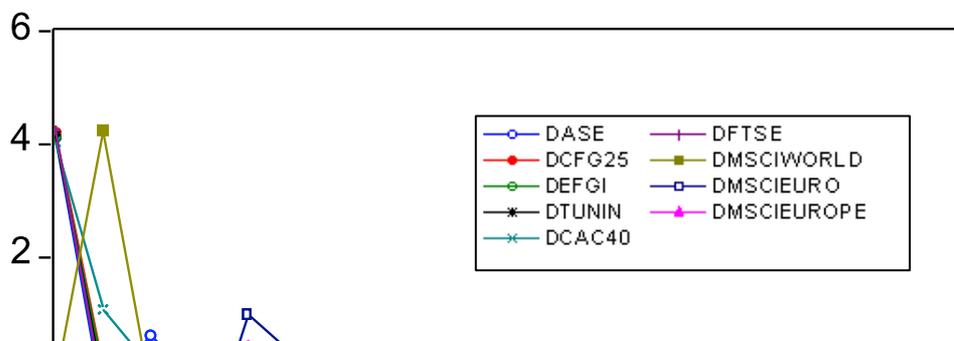


Figure IV.4—6. Réponse au choc en MSCIEUROPE



La figure IV.4-7. trace l'effet d'un choc sur le FTSE/JSE. Nous constatons que suite à un choc sur ce dernier les différents marchés réagissent avec plus d'amplitude par rapport à la réaction des différents indices aux chocs sur les autres marchés émergents. Toutes les variables réagissent immédiatement au choc sur FTSE. La durée d'amortissement du choc est quatre jour quel que soit l'indice.

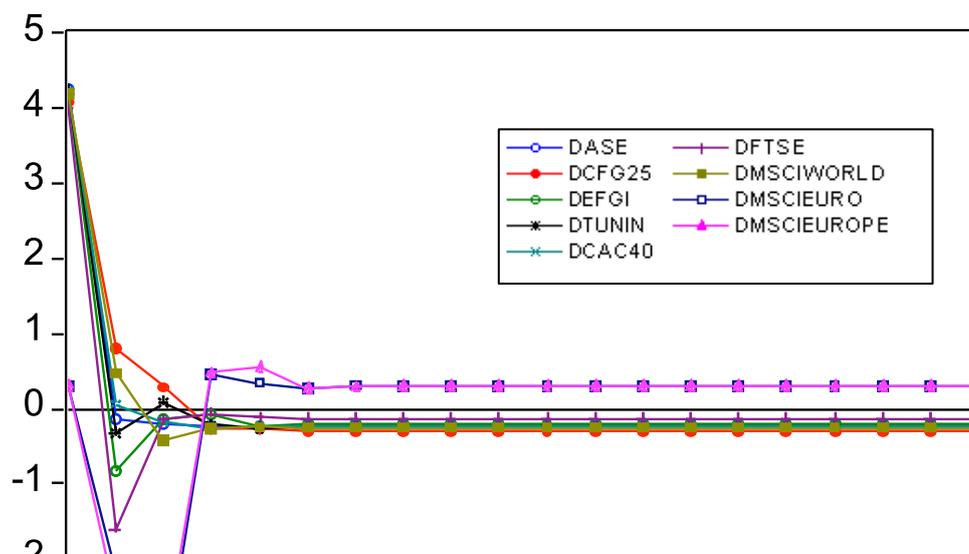
Figure IV.4—7. Réponse au choc en FTSE/JSE



Nous allons maintenant voir les réponses des différents indices suite à un choc sur le MSCI world (graphique (IV.4-8.)).

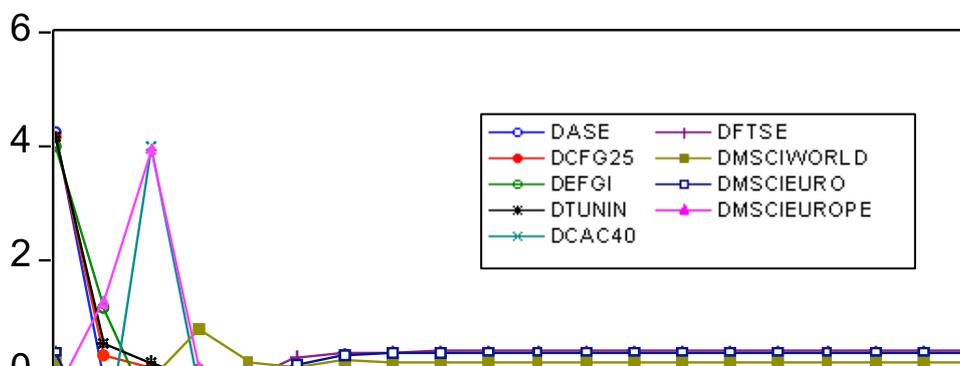
Les fonctions de réponse d'impulsion montrent qu'un choc sur MSCI world a un impact immédiat et important sur l'ensemble des indices. Les indices absorbent le choc en quatre jours sauf ASE qui absorbe le choc bien avant (deux jours).

Figure IV.4—8. Réponse au choc en MSCIWORLD



Les résultats de la réponse des différents indices à un choc sur l'indice de Tunis sont représentés dans le graphique ci dessous. Il convient de souligner que l'impact subi par les indices est amorti en six jours, avec une réaction instantanée et avec moins d'amplitude.

Figure IV.4—9. Réponse au choc en TUNIN



En résumé nous pouvons conclure que les analyses impulsionnelles nous permettent de confirmer l'ensemble des résultats tirés des tests de causalité et des décompositions de la variance :

- Les Pays du Maghreb présentent un plus grand degré d'exogénéité avec la Jordanie et L'Égypte ;
- Le comportement de FTSE/JSE comme une place financière développée ;
- La Causalité unidirectionnelle entre le monde et Tunis.

V.5. Conclusion

L'objectif de ce chapitre est de confirmer les relations de cointégration déterminé bien avant en examinant les relations de court terme.

En outre, une estimation de modèle à correction d'erreur confirme la relation de court terme.

Les tests de causalité de Granger nous ont permis de mieux appréhender la nature des liens de court terme entre les différents indices.

De plus la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et la représentation graphique des fonctions de réponse impulsionnelle nous a permis de confirmer certains résultats mais également de les compléter.

Conclusion Générale

La multiplication des échanges de biens et services, l'expansion internationale de l'activité des firmes, ont créé une forte demande de financements internationaux. La libéralisation financière et les innovations dans les modes de communication et de gestion ont, considérablement accru la variété des instruments financiers et le nombre des intervenants. La diffusion de la libéralisation financière aux pays émergents a conduit à une ouverture rapide de leurs marchés financiers aux non-résidents à partir du début des années quatre-vingt-dix. La globalisation financière a été marquée par l'apparition de nouveaux marchés et de nouveaux acteurs significatifs dans le jeu financier international.

Où sont les marchés maghrébins dans tout ça ? À quelle distance sont-ils parvenus ?

L'objectif de ce travail, était de savoir à quel point les marchés financiers (Maghrébin et développés) sont intégrés.

Étant donné que nos données financières (indices boursiers) sont en général non stationnaires, notre analyse a été menée dans un cadre qui tient compte à la fois du degré d'intégration des variables et de l'existence éventuelle relation de long terme entre ces variables. Plusieurs techniques d'estimations et de tests sont maintenant disponibles dans la littérature économétrique pour étudier l'existence de relations de long terme entre un ensemble de variables non-stationnaires.

Dans ce travail nous utilisons une analyse économétrique adaptée fondée sur la Méthodologie de cointégration formulée en 1987 par Engle et Granger. Le concept de cointégration traduit le fait qu'à long terme une combinaison linéaire particulière de variables non stationnaires peut être stationnaire. Cette combinaison linéaire, relation de long terme, est supposée invariante dans le temps.

Résultats obtenus

Afin d'évaluer l'intérêt offert par les marchés considérés dans notre étude, et pour examiner les spécificités potentielles des distributions de rendement ; des analyses préliminaires sont établies dans le deuxième chapitre. Ces derniers ont permis de constater que les marchés maghrébins présentent un profil risque-rendement favorable. En offrant un rendement honorable combiné à des risques parmi les plus faibles observés. Par ailleurs un classement des différentes places financières en fonction de leurs volatilités et de leurs rendements pour l'ensemble de la période montre que les bourses marocaine et tunisienne réalisent de très bons scores en termes de risque et se place au milieu pour le rendement.

L'étude des corrélations pour la période révèle un réel potentiel de diversification offert par les pays maghrébins. Ce potentiel de diversification apparaît comme plus opportun en considérant l'évolution des corrélations dans le temps. Les indices des pays signataires de l'accord d'Agadir présentent selon les périodes des corrélations insignifiantes voire négatives, ce qui dans l'approche moyenne variance traditionnelle suggère une saine diversification. par contre le marché sud Africain, retenue, comme révélateur présente des co-mouvements plus accentués avec les pays développés.

Dans un deuxième temps et comme toutes les séries sont intégrées du même ordre (1), une étude basée sur la cointégration est possible.

En premier lieu nous avons eu recours au test d'Engel et Granger pour les tests bivariés pour découvrir les interdépendances entre les marchés du Maghreb avec celui de l'Europe ou du monde. Les résultats montrent bien l'existence de relations de long terme entre les marchés du Maghreb et les marchés européens ce qui affirme notre hypothèse qui suppose une relation plus importante des pays maghrébins avec les marchés européens vue la proximité géographique et les relations historiques et commerciales.

Afin d'élargir les tests à plus de deux variables et dans le but de déceler l'existence des hiérarchies dans l'intégration / segmentations, nous avons emprunté la méthodologie de Johansen.

La prise en compte du modèle avec tendance dans les données et la relation de long terme, nous permet de confirmer l'interdépendance entre les pays du Maghreb et le monde à long terme malgré que les tests bivariés ont infirmé une telle relation. Les relations multivariées traduisent une relation commune à l'ensemble considéré, ce qui ne contredit pas l'absence de relations bilatérales. A cet effet nos résultats approuvent l'existence d'équilibre de long terme entre les marchés maghrébins et les marchés développés. Cela confirme notre hypothèse qu'il existe vraisemblablement des relations d'interdépendance entre les pays du Maghreb considérés et les marchés internationaux.

Ces conclusions sont conformes avec la majorité des études menées sur le thème d'intégration des marchés financiers Arabes avec les autres marchés internationaux tel que celle de Neaime ou les résultats de son travail suggèrent que le marché de Casablanca semble déjà intégré avec le reste du monde. De même Aloui et Bouanani prouvent l'existence de relation de long terme entre le marché Marocain et Français et le marché marocain et américain. Dans le même contexte Segot et Lucey confirme l'intégration du marché marocain avec le marché américain.

Cependant nos résultats révèlent que l'intégration entre les marchés Maghrébins et les autres marchés du pacte d'Agadir reste insignifiante et les relations financières sont très récentes pour que leur effet soit observable. La faiblesse des liens commerciaux et économiques expliquera cela .

Les séries chronologiques peuvent être soumises à des changements structurels. En présence de ruptures, les tests usuels de racine unitaires sont généralement biaisés. De même , les tests de co-intégration peuvent conduire au rejet de l'existence d'une relation d'équilibre à long terme. Afin d'évaluer la robustesse de nos résultats, nous avons pensé qu'il est intéressant d'introduire les ruptures structurelles dans notre étude puisque ces dernières années le système financier a connu plusieurs crises financières. A cet effet nous avons choisi le test de Gregory et Hansen (1996) qui se base sur une approche Dickey et Fuller modifiée. Nous avons pu conclure qu'il existe un nombre de relation de cointégration égal à cinq et la

date relative au point de rupture est : juin 2002 pour les pays développés et aussi l'Afrique du Sud et janvier 2005 concernant la relation de Tunis avec la bourse de Paris.

Les tests de cointégration permettent de détecter la présence d'une relation de long terme entre les variables. Or, il est fort intéressant de connaître l'évolution à court et moyen terme de cette relation. L'outil nécessaire à une telle situation est le modèle à correction d'erreur. Ce type de modèle permet de mettre en évidence comment la dynamique de court terme des variables du système est influencée par la déviation de l'équilibre de long terme.

Par ailleurs, les dynamiques de court terme réalisées par les tests de causalité de Granger, complétées par la décomposition de la variance des erreurs de prévision, définies et confirmées par les fonctions de réponses impulsionnelle, corrobore nos attentes.

Limites et Perspectives

Il serait intéressant d'approfondir des travaux que nous n'avons pu mener à bien, pour des raisons de disponibilité des données et du temps. En effet, les tests de cointégration donnent plus de significativité si la période étudiée avait été plus longue. La fiabilité des résultats augmente avec un nombre de données plus intéressant.

Nous aurions souhaité aussi traiter plus en profondeur les variables. L'expérimentation empirique basée aux seuls indices boursiers et l'ignorance d'autres variables peuvent influencer significativement les conclusions relatives à l'intégration des marchés des capitaux maghrébins. L'approche temporelle aussi ne permet pas de confronter les pays pris ensemble et par cela de prendre en compte leurs interactions, c'est pourquoi l'utilisation des méthodes de panel non stationnaire peut apporter des éclairages importants.

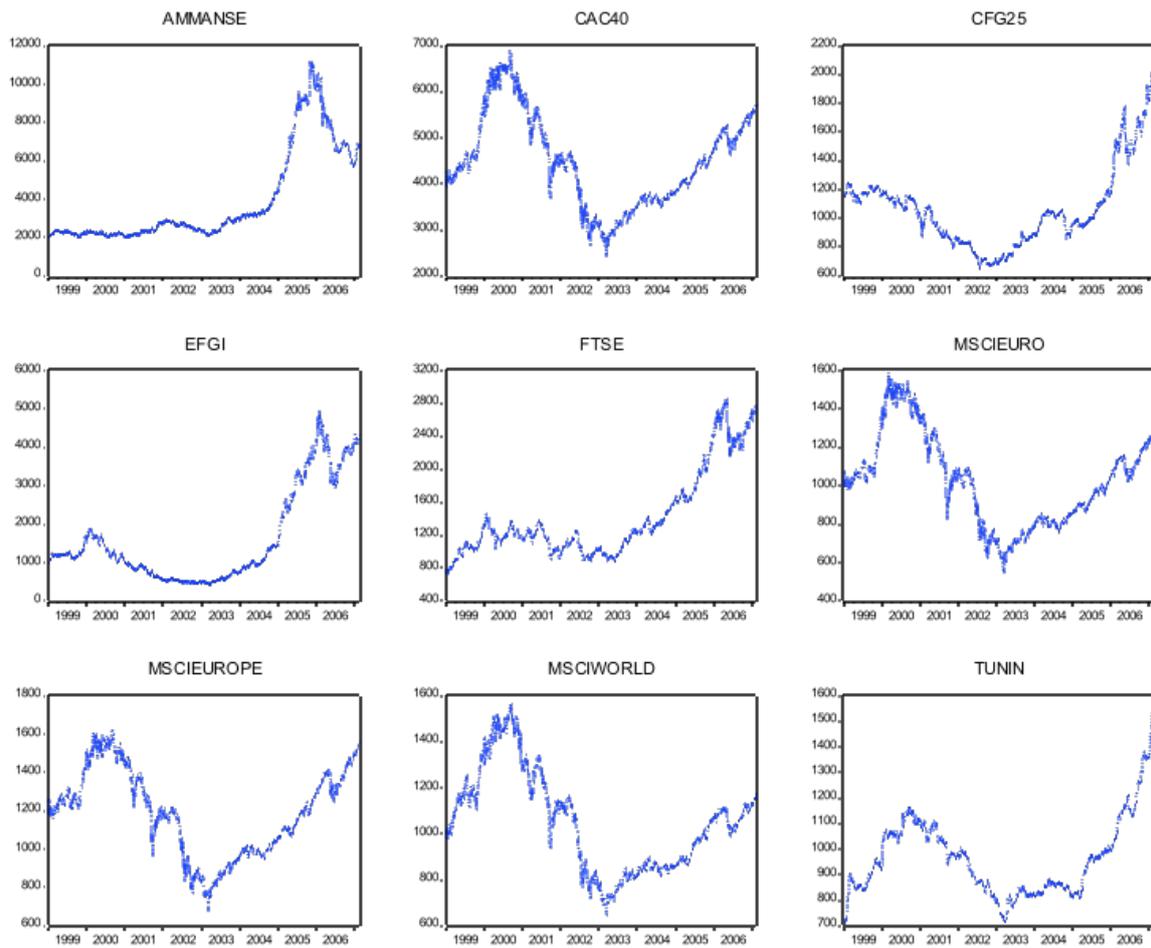
Une modélisation multivariée permettrait de donner des résultats avec plus de précision avec l'introduction de plusieurs ruptures.

Enfin l'exploitation d'autres techniques de mesure tel que le *bootstrap* pourraient apporter des éclaircissements et des conclusions plus robustes afin de mieux orienter les décisions.

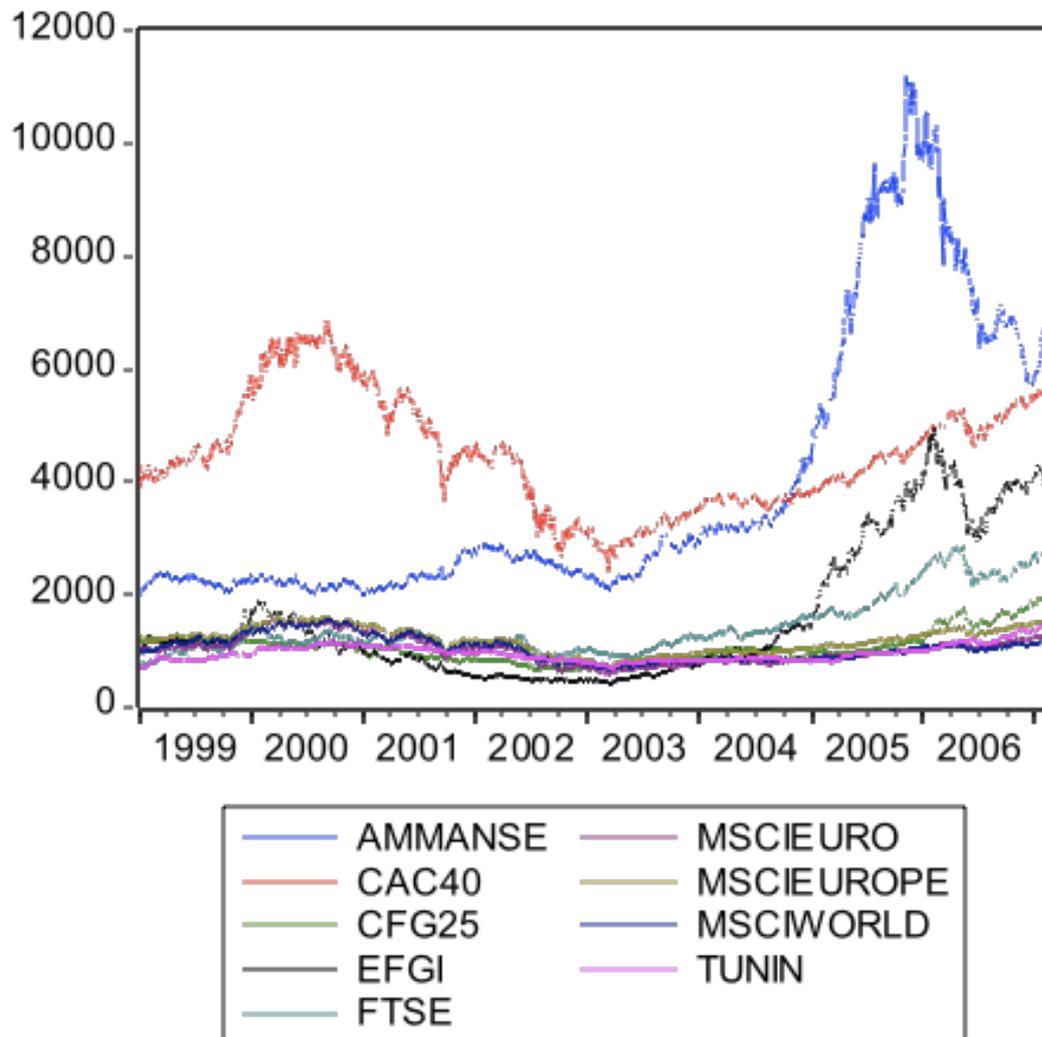
ANNEXE A

Représentation graphique des indices

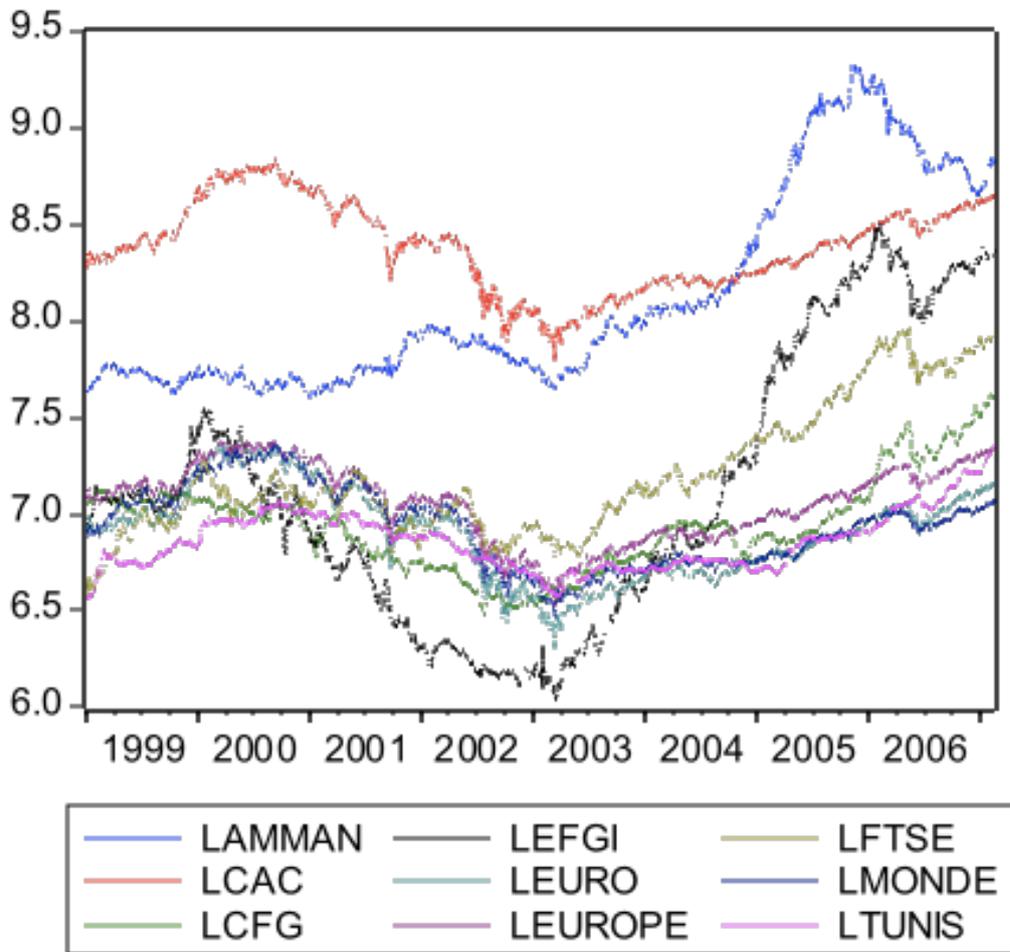
1. Évolution des indices boursiers



2. Évolution comparative des indices en niveau



3. Évolution comparative des indices en LOG



ANNEXE B

Stationnarité

Avant de traiter une série chronologique, il est important d'étudier les *caractéristiques stochastiques* de chacune d'entre elles, présentés comme suit :

- stationnaire.
- Non stationnaire à tendance uniquement déterministe.
- Non stationnaire à tendance stochastique.

L'étape de détermination de l'ordre d'intégration de deux série consiste essentiellement à détecter leur stationnarités. Cela est réalisé par des outils classiques tels que la fonction d'*auto-corrélation simple* et la fonction d'*auto-corrélation partielle*¹. Mais on utilise souvent les testes de racines unitaires de **Dickey** et **Fuller** . Ces tests ont principalement deux objectifs² :

- vérifier la *stationnarité* des séries, ce qui consiste à rechercher leur ordre d'intégration ;
- vérifier l'hypothèse de *cointégration* des variables, ce qui revient à s'assurer de la convergence des sentiers de croissance des variables sur le long terme.

Ces tests permettent non seulement de détecter l'existence d'une tendance mais aussi de déterminer la bonne manière de stationnariser une chronique.

.1 Typologie Des Processus Stochastiques Non Stationnaires

Pour poser le problème du test de la présence d'une racine unitaire, il est utile de décomposer une série en deux types de composantes :

¹La fonction d'autocorrélation est la fonction qui mesure la corrélation de la série avec elle-même décalée de K périodes ; La fonction d'autocorrélation partielle est une fonction d'autocorrélation d'échantillonnage.

² George BRESSON, Alain PIROTTE. *Économétrie des Séries Temporelles*. Puf, Paris 1995.

- une composante déterministe (mécanique, non aléatoire) ;
- une composante stochastique (aléatoire).

Selon la terminologie de *Nelson et Plosser (1982)*³ il existe deux types de processus non stationnaires.

- Les processus **TS** : dits en anglais *Trend Stationnary*. Ils présentent une *non stationnarité de type déterministe*.
- Les processus **DS** : dits en anglais *Differency Stationnary*. Pour lesquels la stationnarité est de type aléatoire. Ces processus sont respectivement stationnarisés par écart à la tendance et par un filtre aux différences.

Dans ce dernier cas, le nombre de filtres aux différences permet de déterminer l'ordre d'intégration de la variable afin de discriminer entre les deux types de processus et d'appliquer la méthode de *stationnarisation* adéquate.

Nous verrons en particulier, que pour les processus **DS**, il existe une propriété de persistance des chocs qui n'existe pas dans les processus **TS**. Une telle hypothèse implique que si les séries macroéconomiques satisfont une représentation de type **DS**, l'impact des chocs conjoncturels peut avoir un effet permanent sur le niveau de la série étudiée.

.1.1 Les processus TS

Selon la terminologie proposée par *Nelson et Plosser (1982)*, $(X_t, t \in \mathbb{Z})$ est un processus **TS** s'il peut s'écrire sous la forme d'une somme d'une fonction déterministe du temps et d'une composante stochastique stationnaire et un processus stochastique. Écrite formellement comme suit :

$$X_t = f(t) + Z_t \quad \text{Où} \quad \left\{ \begin{array}{l} \mathbf{f(t)} : \text{est une fonction du temps} \\ \mathbf{Z_t} : \text{est un processus stochastique} \end{array} \right.$$

³Christophe HURLIN. *Économétrie Appliquée, Séries Temporelles. Maîtrise d'Économie Appliquée*
Cours de Tronc Commun, chapitre 5.

.1.1.1 Exemple

L'exemple le plus simple d'un processus **TS** est celui d'une tendance linéaire perturbée par un bruit blanc.

$$\text{On pose, } \begin{cases} f(t) = a_0 + a_1 t \text{ avec } (a_0, a_1) \in \mathbb{R}^2 \\ \underline{\text{et}} \\ Z_t = \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon \text{ } (\mathbf{0}, \sigma\varepsilon^2). \end{cases} \Rightarrow \mathbf{X}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + \varepsilon_t$$

Dans ce cas, on vérifie que le processus \mathbf{X}_t est *non stationnaire*, puisque, l'espérance $\mathbf{E}(\mathbf{X}_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t$ dépend du temps t . En revanche, le processus \mathbf{Y}_t défini par l'écart entre \mathbf{X}_t et la composante déterministe $\mathbf{f}(t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t$, est *stationnaire*, car, $y_t = x_t - a_0 + a_1 t = \varepsilon_t$ est un bruit blanc, qui est stationnaire par définition.

Le processus *non stationnaire* de type déterministe est une fonction polynomiale de degré un, il porte alors le nom de linéaire.

.1.2 Les processus DS

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il existe une autre forme de non stationnarité, provenant non pas de la présence d'une composante déterministe tendancielle, mais d'une source stochastique. C'est pourquoi nous allons à présent introduire la définition des processus **DS**.

Un processus *non stationnaire* $(\mathbf{X}_t, t \in \mathbb{Z})$ est un processus **DS** d'ordre d , où, d désigne l'ordre d'intégration si le processus filtré défini par $(\mathbf{1} - \mathbf{L})^d \mathbf{X}_t$ est stationnaire. On dit aussi que, $(\mathbf{X}_t, t \in \mathbb{Z})$ est un processus intégré d'ordre d , noté **I** (d).

Ainsi, on peut définir *une classe de processus stochastiques* qui ne satisfont pas les conditions de la stationnarité, mais dont la différence à l'ordre d satisfait les propriétés de la stationnarité.

Par exemple, si un processus Z_t n'est pas stationnaire, on dit que ce processus est **DS**, intégré d'ordre un, noté **I (1)** si le processus défini par la différence première $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$ est quant à lui stationnaire.

De la même façon, le processus Z_t est **I (2)** si le processus défini par la différence seconde $(1 - L)^2 Z_t = (1 - L) \Delta Z_t = Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}$ est stationnaire.

On comprend alors que la définition des processus **DS** repose sur la présence de racines unitaires dans le polynôme associé à la dynamique *auto-régressive* du processus.

Un processus stochastique non stationnaire à tendance stochastique est dit intégrés ou a racine unitaire.

Un processus stochastique est non stationnaire à tendance stochastique quand une ou plusieurs racines figurent dans sa partie autorégressive, ce qui implique que la somme de ses coefficients autorégressifs est égale à 1.

.2 Tests de stationnarité

Afin d'identifier l'ordre d'intégration des différentes séries d'indices boursiers, nous avons eu recours aux tests de *Dickey et Fuller Augmenté* (ADF) et *Philips et Perron* (PP).

.2.1 Tests De Dickey Et Fuller

Les tests de *Dickey et Fuller* (DF) permettent de vérifier un processus stochastique à tendance stochastique avec une tendance déterministe contre un processus de tendance uniquement déterministe. Alors il suffit d'estimer la régression par moindres carrés et de tester en suite $p = 1$ au moyen de la *statistique de student*.

Ces tests sont basés sur l'estimation d'un modèle AR (p) avec constante et tendance adéquates pour la série à laquelle on s'intéresse. Le principe des tests est simple, il est basé sur la construction de trois modèles :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (1) \quad \text{Modèle auto-régressif d'ordre 1}$$

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (2) \quad \text{Modèle auto-régressif avec constante}$$

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + b_t + c + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (3) \quad \text{Modèle auto-régressif avec tendance}$$

Ces modèles sont distingués en fonction de la partie déterministe **TS**. Dans le premier cas (*sans terme déterministe*). Il a deux hypothèses nulle et alternative présentées respectivement par H0 et H1.

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1 &= 1 \\ H_1 : \phi_1 &< 1 \end{aligned}$$

Dans le deuxième et troisième cas (resp. *avec constante et avec trend*). l'hypothèse nulle change. Nous les donnons par les hypothèses suivantes de gauches à droite.

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1 &= 1, \beta = 0 \\ H_1 : \phi_1 &< 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1 &= 1, b = 0 \\ H_1 : \phi_1 &< 1 \end{aligned}$$

** Avec constante **

** Avec trend **

Si l'hypothèse **H0 : $\phi_1=1$** est vérifiée dans l'un des trois modèles, le processus est donc *non stationnaire*.

Un problème subsiste lors de l'application des tests (DF), car les hypothèses sur les erreurs ε_t nécessaires pour rendre la série stationnaire sont rarement vérifiées (ε_t est par hypothèse un bruit blanc, or il n'y a aucune raison pour que l'erreur soit non corrélée).

Entre autres, la procédure (DF) ne s'applique pas lorsque les erreurs sont auto-corrélées. C'est pourquoi, les auteurs ont généralisé leur méthodologie à des séries chronologiques admettant une représentation auto-régressive d'ordre p inconnu. Dans ce cas, les erreurs admettent un processus auto-régressif d'ordre $p-1$ qui est stationnaire. Cette procédure s'appelle tests de Dickey Fuller Augmentés (DFA). Les tests (DFA) sont fondés sur l'estimation des Moindres Carrés Ordinaires.

Dans le modèle de *Dickey et Fuller simple* le processus des tests de *Dickey et Fuller Augmentés* (ADF) prend en considération cette hypothèse. Par conséquent, trois modèles sont pris en compte :

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum \phi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (1')$$

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum \phi_j \Delta X_{t-j} + \beta + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (2')$$

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum \phi_j \Delta X_{t-j} + b_t + c + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (3')$$

Les tests se déroulent de manière identique que les tests (DF) simples, seuls les tables statistiques diffèrent.

.2.2 Test de Philips et Perron_

C'est le prolongement des tests de *Dickey et Fuller*, il s'agit en fait de la même régression que celle du test (DF). On distingue trois cas pour cette régression :

1. sans constante ni tendance ;
2. avec constante mais sans tendance ;
3. et avec constante et tendance.

Phillips et *Perron* proposent une *correction non paramétrique* des deux statistiques de tests de (DF) pour prendre en compte des erreurs de spécification. L'avantage de ces statistiques est qu'elles permettent d'éliminer les biais dus aux caractéristiques particulières

des perturbations et qu'il suffit de se référer aux tabulations de (DF) pour obtenir les seuils théoriques . Ce test est plus robuste vis-à-vis des erreurs de spécification mais il est moins précis que (ADF) quand le modèle correspond à la réalité.

ANNEXE C

Notion de cointégration

1. Principe de cointégration

La *cointégration* est un concept général son principe est le suivant¹:

Soient deux séries X_t et Y_t dont les processus sont intégrés d'ordre 1. X_t et Y_t sont dites intégrées s'il existe une combinaison linéaire unique (dite de deux variables) stationnaire, notées $I(0)$. cette relation linéaire représentée comme suit:

$$Z_t = X_t - a - bY_t \quad \text{Où} \quad \left\{ \begin{array}{l} \mathbf{a} \text{ et } \mathbf{b} \text{ sont des variables} \\ \mathbf{Z}_t \text{ une variable stationnaire de moyenne nulle} \end{array} \right.$$

Fontaine (1990), dit que l'existence d'une *relation d'équilibre de long terme* entre deux séries temporelles est réalisée lorsque :

*« ... elles sont toutes les deux non stationnaires et qu'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables qui se révèle stationnaire »*²

2. Tests De Cointégration

Après de s'assurer que les séries sont intégrées c'est-à-dire qu'il existe une racine unitaire, différents méthodes permettent d'estimer le modèle ; nous les présentons ci-dessous :

1. Tests de cointégration d'Engel et Granger

Le théorème de représentation de *Granger* précise le lien étroit existant entre (ECM) et la cointégration, il associe la présence d'une relation de cointégration à l'existence d'une

¹ George GALLAIS, Alex VIAENE. *Une application des tests d'efficience aux marchés à terme de la bourse de paris du 19ème siècle*. Rapporteur : George prat, XIXe journées internationales d'économie monétaire et bancaire, juin 2002 .

représentation (ECM) ce qui permet de corriger les écarts afin de converger vers la cible de long terme.

L'objet de cette méthode est de juger de la compatibilité des tendances des séries au moyen des tests de cointégration adaptés. Cette méthode comporte deux étapes distinctes. Dans la première étape on estime la relation de cointégration $y = \beta x + \mu$ et dans la seconde les coefficients du modèle (ECM). La première étape conditionnant la validité des résultats issue de la deuxième.

- **Détermination de la relation de cointégration :**

Pour cette étape nous tenons à définir une relation de cointégration pour chacun des grands comportements, le concept de cointégration permet de définir statistiquement la notion économique d'*équilibre de long terme entre variables intégrées de même ordre*.

La relation de cointégration s'écrit : $Y_t = \mu + \beta x_t + \varepsilon_t$ (6)

Cette relation est une relation de cointégration si ε_t est stationnaire c'est-à-dire $I(0)$.

Le raisonnement d'*Engel* et *Granger* s'inscrit uniquement dans le cadre de deux variables cointégrées pour 100 observations. *Angel* et *Yoo*, *Phillips* et *Ouliaris* ont proposé respectivement une extension à cinq variables cointégrées et pour différentes tailles d'échantillons.

- **Estimation de relation de long terme :**

Il s'agit ici de proposer dans un modèle intégré une représentation statique qui constitue une cible de long terme (la relation de cointégration) et une représentation dynamique de court terme (l'ajustement à cette cible)².

² Christophe HURLIN. *Économétrie Appliquée Séries Temporelles*. U.F.R. Économie Appliquée Maîtrise d'Économie Appliquée. Cours de Tronc Commun.

Pour une équation de comportement, un modèle à correction d'erreurs (ECM), dans le cas simple de deux variables y et x , s'écrit :

$$\Delta y_{1t} = \gamma_{11,1} \Delta y_{1t-1} + \dots + \gamma_{11,p} \Delta y_{1t-p} + \gamma_{12,1} \Delta y_{2t-1} + \dots + \gamma_{12,p} \Delta y_{2t-p} + \alpha_1 (y_{1t-1} - b_0 - b_1 y_{2t-1}) + e_{1t}$$

Pour que cette équation soit valable et interprétable, tous les termes de la régression doivent être $I(0)$. Pour que cela soit le cas, il faut que le terme entre parenthèses soit une relation de cointégration $I(1)$ si les variables y et x sont $I(1)$. Il est aussi possible qu'une tendance linéaire intervienne dans la relation de cointégration. Il convient donc de s'assurer, ou, de supposer *a priori*, que y et x sont intégrées via un test de racine unitaire.

Compte tenu du théorème de représentation de **Granger** il est également possible de tester la cointégration en estimant le (ECM) associé. Cette approche a comme origine l'article de référence de *Davidson, Hendry, Srba et Yeo (1978)* (abrégé *DHSY*). Mais, elle a été développée par *Hendry (1980)* sous la dénomination (ECM). Son apport réside dans la possibilité de distinguer les mouvements de court terme et les situations de long terme .

L'objectif du (EMC) est de *retirer la relation commune de cointégration* et de *rechercher la liaison réelle entre les variables*.

L'estimation peut se faire en deux étapes. En estimant par (MCO) la relation de long terme puis en estimant toujours par (MCO) la relation de court terme. La méthodologie (ECM) à la particularité d'estimer des relations économétriques calées sur une cible de long terme déterminée par la théorie économique.

2. Test de cointégration de Johansen

Comme alternative à l'approche de *Engel et Granger*, la notion de cointégration peut se généraliser de 2 à K variables. La méthode de vraisemblance de *Johansen* est une approche multivariée, elle ne prend pas en compte les seules relations statiques pour estimer les vecteurs de cointégration.

De façon générale, on écrira un modèle multivarié co-intégré de la façon suivante :

$$\Delta y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + \Pi y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Où

- y_t : est un vecteur de dimension $(k \times 1)$.
- $\Pi = \alpha \beta'$: est de dimension $(k \times k)$.
- Γ_0 : permet d'inclure des constantes dans le modèle en première différence, donc des tendances déterministes pour les séries en niveau.

Des retards ont été ajoutés pour tenir compte de la dynamique des séries et assurer des résidus bruit blanc.

Un peu comme dans le cas univarié, la matrice Π jouera un rôle particulièrement important dans le test développé par *Johansen*. En particulier, nous allons nous intéresser au rang de Π . Le rang de Π nous donne le nombre de combinaisons linéaires indépendantes présentes dans cette matrice. Ces combinaisons sont en fait des fonctions de nos relations de co-intégration.

Lorsque $r = 1$, le vecteur β est le vecteur de co-intégration entre les variables. Il correspond à une seule relation de long terme.

Lorsque $r > 1$, β est une matrice définissant l'espace de cointégration. Il existe alors plusieurs relations de long terme.

α est le vecteur, ou, la matrice d'ajustement (les poids), c'est-à-dire la mesure de la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme.

Une valeur faible indique que face à une situation transitoire de déséquilibre, la variable en question s'ajuste lentement pour retourner au sentier d'équilibre à long terme, tandis qu'un coefficient élevé indique que l'ajustement vers l'équilibre se réalise rapidement.

Trois cas sont possibles:

- 1) **Rang (Π) = k** Dans ce cas, Π est de rang complet et toutes ses valeurs propres sont différentes de 0 ; Dans ce cas, le système est stationnaire. Toutes les variables x sont stationnaires. il n'y a pas lieu de tester la présence de relation de cointégration entre les processus. Une régression par la méthodologie des moindres carrés ordinaires est suffisante.
- 2) **Rang (Π) = 0** . Toutes les valeurs propres de Π sont égales à 0 ; Dans ce cas, $\Pi = 0$ et chacune des variables dans x est $I(1)$, et donc pas de cointégration.
- 3) **Rang (Π) = r ou $0 < r < k$** . il existe une représentation de Π de la forme $\Pi = \alpha\beta'$, où la matrice β de taille $(k \times r)$ dite matrice de cointégration contient r colonnes appelés vecteur de cointégration.

La matrice α de taille $(k \times r)$ contient les poids relatifs à chaque vecteur de cointégration.

On appelle *paramètres de long terme*, les paramètres de la matrice Π associés aux termes en niveau, et *paramètres de court terme*, les paramètres de la matrice Γ_i associés aux termes en différence.

Les vecteurs de cointégration sont les vecteurs propres de la matrice Π associées aux valeurs propres. Le rang de la matrice est testé dans la méthodologie de **Johansen** par deux statistiques fondées sur les valeurs propres associées aux vecteurs propres.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

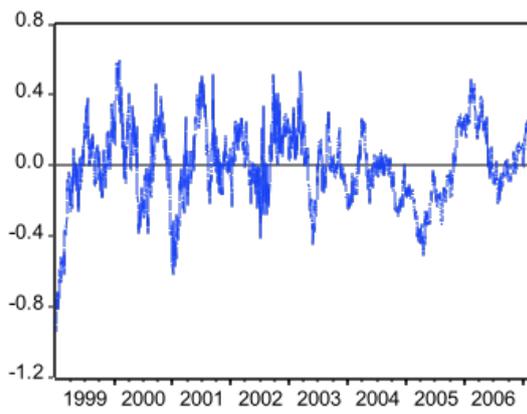
Notons enfin que dans l'application de la méthodologie de **Johansen (1995)**, cinq modèles sont proposés. Ils traduisent l'idée que les séries de données considérées peuvent comporter une moyenne non nulle et un trend déterministe (linéaire) ou même quadratique.

- 1) Modèle sans tendance linéaire dans les séries et sans constante dans les relations de cointégration ;
- 2) Modèle sans tendance linéaire dans les séries et avec constante dans les relations de cointégration ;
- 3) Modèle avec tendance linéaire dans les séries et avec constante dans les relations de cointégration ;
- 4) Modèle avec tendance linéaire dans les séries et dans les relations de cointégration ;

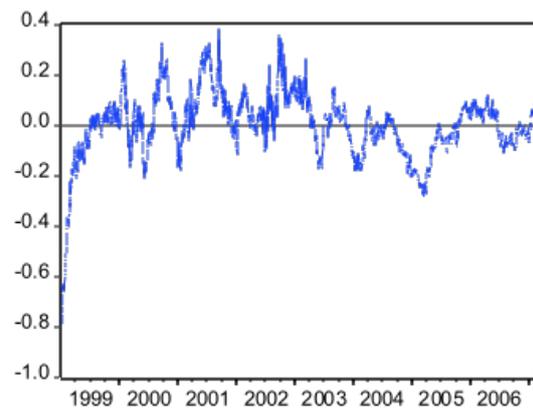
- 5) Modèle avec tendance quadratique dans les séries et une tendance dans les relations de cointégration.

ANNEXE D

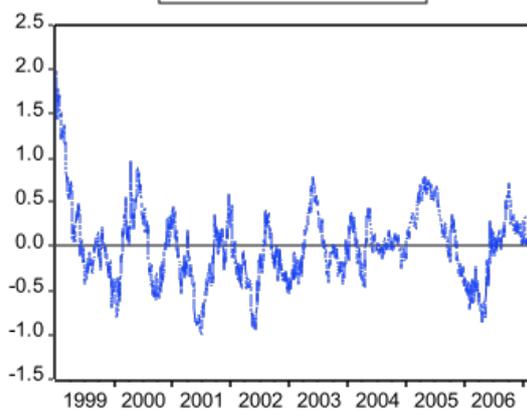
Représentation graphique des relations de cointégration



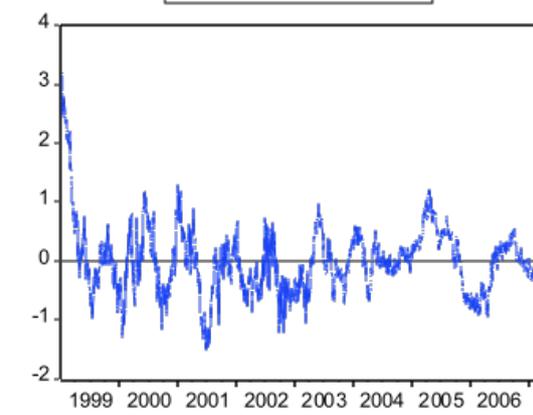
— Cointegrating relation 1



— Cointegrating relation 2



— Cointegrating relation 3



— Cointegrating relation 4

Références Bibliographiques

Références bibliographiques

AGRAWAL Raj, Brian LUCEY et Cal MUCKLEY, *Time varying equity market Integration in Europe*. 28 novembre 2002.

AGGARWAL, Raj et KYAW, N.A. *Equity market integration in the NAFTA region: evidence from unit root and cointegration tests*. International Review of Financial Analysis, Pages 393-406. Volume 14, Issue 4, 1 January 2005.

AMMER, John et Jianping MEI. *Measuring International Economic Linkages with Stock Market Data*. dans *Journal of Finance* n° 51: 1743-1764, 1996.

ALOUI Chaker, Nawel BOUANANI. *Interdépendance et co-mouvements des Marchés de capitaux des pays arabes de la Région du moyen orient et d'Afrique du nord: Un essai d'investigation empirique*. dans Economic Research Forum(ERF), papier N° 0316, 2003.

ANG Andrew, Geert BEKAERT. *International Asset Allocation with Time-Varying Correlations*. January 17, 1999.

AROURI Mohamed El Hedi. *A la Recherche des Facteurs Déterminants de l'Intégration Internationale des Marchés Boursiers : une Analyse sur Données de Panel*. congrès international de l'association française des finances, 26-27 juin 2006.

AROURI Mohamed El Hedi. *Intégration financière et diversification internationale des portefeuilles*. Économie et Prévision, n°168, 2005.

ARSHANAPALLI, Bala et John DOUKAS. *International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period*, dans *Journal of Banking & Finance* vol 17, 1993.

Arthur CHARPENTIER, « Cours de séries temporelles : théorie et applications », Université Paris DAUPHINE. docs.ufrmd.dauphine.fr/st/cours.

BAELE Lieven, Annalisa FERRANDO, Peter Hördahl, Elizaveta Krylova et Cyril Monnet. *Measuring Financial Integration in The euro area*, Occasional paper series N°. 14, avril 2004.

BEKAERT Geert , Campbell R. HARVEY. *Foreign Speculators and Emerging Equity Markets*. the journal of finance, vol. Lv, no. 2, april 2000.

BEKAERT Geert , Campbell R. HARVEY. *Research in emerging markets finance: looking to the future*. Emerging Markets Review, 2002.

BEKAERT, Greet et al.«Market integration and contagion» dans journal of business, vol 78 n° 1, 2005.

BENHEDDI Abdellah. *Gestion des actifs : les atouts de la cointégration*. L'AGEFI MAGAZINE- haute finance automne, 2004.

BENLAGTO Karim. *L'intégration des marchés boursiers américain, japonais et européen*. Mémoire Présenté À la Faculté des études supérieures De l'université Laval, CANADA, sous la direction de Mme lucie SAMSON, mai 1998.

BESSLER, David et Jian YANG. «The structure of interdependence in international stock markets» dans *Journal of International Money and Finance* vol 22, 2003.

BIERENS, Harmen. J. *EasyReg International 2001*. Department of Economics, Pennsylvania State University, University Park, PA, 2001.

BLANCHETON Bertrand , Samuel Maveyraud-Tricoire. *Les indicateurs d'intégration financière internationale : un faisceau de mesures convergent*. Cahiers du GRES, Cahier n° 2006 – 13, avril 2006.

BOURBONNAIS Régis. *Économétrie, manuel et exercices corrigés*. Dunod, Paris 2003.

BOURGUINAT Henri. *Finance internationale, après l'euro et les crises*. Puf,Paris, 1999.

Bourse de Casablanca, www.casablanca-bourse.com

Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis, www.bvmt.com

BRESSON George, Alain PIROTTE. *Econométrie des Séries Temporelles*. Puf, Paris, 1995.

BROOKS, Robine et al. *synchronisées ? les économistes manquent de preuves d'une plus grande synchronisation des économies nationales dans finance et développement*, pp.46-49, juin 2003.

CHAN, Kam et al . *International Stock Market Efficiency and Intregation ; a Study of 18 Countries*, dans *Journal of Business, Finance and Accounting* vol 24, 1997.

CORBIN Annie. *Effet Spécifique Individuel et Paradoxe de Feldstein-Horioka : Une Analyse de l'Econométrie de Panel*. G.R.A.P.E. : Groupe de Recherche en Analyse et Politique Economiques.) Université Montesquieu BORDEAU IV. Dans *jours internationales d'économies monétaire et bancaire*, Lisbonne du 7 au 9 juin 2000.

DARRAT Ali F, Anita Pennathur. *Are the Arab Maghreb Countries Really Integratable? Some Evidence from the Theory of Cointegrated Systems*. ERF's 9th annual conference, Al-Sharja, United Arab Emirates, Octobre 26-28, 2002.

DOR Eric, *Econométrie ; synthèse de cours et exercices corrigés* , Pearson Education, 2004.

DUBOIS Jean marc. *Les bourses du Maghreb : les contraintes de l'émergence*. *La revue d'économie financière* n° 29,1994.

DUFOUR Jean-Marie. *Causalité dans les modèles de séries chronologiques multivariés*. Université de Montréal, 11 avril 2003.

DUMAS Bernard , Campbell R. Harvey , Pierre Ruiz. *Are correlations of stock returns justified by subsequent changes in national outputs?*. *Journal of International Money and Finance* 458, 2003.

FADHLAOUI, Kais sous la direction de SAHUT, Jean michel. *Diversification internationale et intégration financière : L'intérêt des marchés émergents* dans working paper Groupe de La Rochelle Cerege - Université de Poitiers, France, avril 2006.

FERNÁNDEZ-SERRANO José Louis. *Modelling the linkages between US and Latin American stock markets*. FEDEA, *Working Paper* No. 2002-14 ,juin 2002.

Fond monétaire arabe, Rapport annuel, Plusieurs années, www.amf.org.ae

GALLAIS George , Alex VIAENE. *Une application des tests d'efficience aux marchés a terme de la bourse de paris du 19ème siècle*. Rapporteur :George prat, XIXe journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Juin 2002.

GOUX Jean-François. *Les effets de la mise en place de l'UEM sur la stabilité et la sensibilité aux chocs du taux de change euro contre dollar*. 19ème Conférence Internationale D'économie Monétaire Et Bancaire Lyon (France), 6 et 7 juin 2002.

HEANEY, Richard, Vincent J HOOPER et Martin JAUGIETIS. *intégration régionale des marchés boursiers en Amérique latine* . dans *Journal de l'intégration économique*, vol. 17, pp.745-760, 2002.

HELMUT Lutkepohl, Saikkonen PENTTI et Trenkler CARSTEN. *Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process*. *Econometrics Journal* (2001), volume 4, pp. 287–310.

HENDRY David F, Katarina JUSELIUS. *Explaining Cointegration Analysis: Part II*.

HURLIN Christophe. *Econométrie Appliquée, Séries Temporelles*. Maîtrise d'Économie Appliquée. Cours de Tronc Commun

JOHANSEN, Soren et katarina JUSELIUS. *Macroeconomic behavior, European integration et cointegration analysis*.University of copenhagen and european university institute. Septembre 2000

JOHNSTON Jack, John DINARDO. *Méthodes économétriques*. Economica Paris, 1999.

- KASCH-HAROUTOUNIAN, Maria et Simon PRICE. *International CAPM and the Integration of the Transition Markets of Central Europe into Global Capital Markets* dans discussion paper n°85. département des sciences économiques, City university of london. 2003.
- KASA kenneth. *Common Stochastic Trends in International Stock Markets*, Journal of Monetary Economics 29: 95-124, 1992.
- LA BRUSLERIE Hubert de, Jean MATHIS. *Intégration partielle des marchés financiers internationaux : modélisation et test empirique*. Annales d'économie et de statistique N° 46, 1997.
- LAHRÈCHE-RÉVIL Amina. *L'économie mondiale 2003, Intégration internationale et interdépendances mondiales*. Editions La Découverte, collection Repères, Paris, 2002.
- LANE Philip R. - Gian Maria Milesi-Ferretti. *International Financial Integration*, IIS Discussion Paper No. 03, 9 janvier 2003.
- LARDIC Sandrine, Valérie MIGNON. *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica, Paris 2002.
- LEONARD et D. NUMER. *Intégration vers segmentation : une réinterprétation des tests à la Feldstein Horioka*. Conférence internationale de finance, Tunisie, 26 Mars 2001.
- LIVATE Florine. *Vins de bordeaux : ou sont les marchés ?* Oenométrie IX, Montpellier, 31 mai - 1 juin 2002.
- LONGIN, Francois et Bruno SOLNIK. *Is the correlation in international equity returns constant: 1960– 1990?* Journal of International Money and Finance 14, 1995.
- LAGOARDE-SEGOT Thomas, Brian M. LUCEY. *Long run equity market linkages in the Middle East and North Africa: in search for diversification benefits*. Institute for International Integration Studies, 2005.
- MACKINNON, James G et HAUG, Alfred A et Michelis, Leo., *Fonctions de distribution numériques de probabilité - essais de rapport pour Cointegration*. journal de l'économétrie appliquée, John Wiley et fils, Ltd, vol. 14 (5), pages 563-77, septembre. – Octobre, 1999.

MILOUDI Anthony. *Interdépendances entre places financières européennes : une analyse en terme de cointégration et de causalité*, Septembre 2003.

Ministère des finances et de la privatisation, Royaume du Maroc « Analyse des performances des marchés boursiers des pays signataires de l'accord d'Agadir » Octobre 2006.

NEAIME Simon. *Financial Market Integration and Macroeconomic Volatility in the MENA Region: An Empirical Investigation*, 11^{ème} conférence d'ERF, 14-16 December 2004.

NEAIME Simon. *Liberalization and Financial Integration of MENA Stock Markets*. ERF's 9th annual conference, Al-Sharja, United Arab Emirates, Octobre 26-28, 2002.

PAGANO Marco. *Measuring financial intégration*. Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), Department of Economics and Statistics, University of Salerno.

PHYLAKTIS, Kate, Fabiola RAVAZZOLO. *Measuring financial and economic integration with equity prices in emerging markets*.

SEGOT, Thomas Lagoarde et Brian M. LUCEY. «Long run equity market linkages in the Middle East and North Africa: in search for diversification benefits» dans Institute for International Integration Studies, 2005.

TAHARI, Amor, BRENNER, Patricia, DE VRIJER, Eric, MORETTI, Marina, SOLE Juan, SENHADJI, Abdelhak et SENSENBRENNER, Gabriel., *Financial Sector Reforms and Prospects for Financial Integration in Maghreb Countries*. IMF Working Paper No. 07/125. Mai 2007.

TIFAFI Fatma. *L'impact de l'introduction de l'Euro sur l'intégration des marchés financiers Européens*, dans 21^{ème} Conférence Internationale de l'AFFI, Paris, Juin 2004.

VERDIER Audrey. *Le développement des marchés financiers, le développement des banques et la croissance économique : le cas du Maghreb*. Colloque international, Marseille, 22-23 janvier 1997.

WASLI Atef. *Comportement des Marchés Financiers Durant les Crises : Intégration et Effets de Contagion*. Congrès international de l'association française des finances, juin 2006.

Liste des sigle

ADF: Augumented Dickey Fuller

AIC :Akaike Indicator Criteria

ASE: Amman Stock Exchange

CFG 25: Casablanca Finance Group 25

CCG : Conseil De Coopération du Golf

DS: Diferrence Stationnary

EFGI: Egyptain Financial Group Index

FTSE/JSE : Financial Time Stock Exchange/Johannsbourg Stock Exchange.

MENA: Meadle East and North Africa.

VAR: Vecteur Auto régressif.

TIC : Technologies de l'Information et des Communications

MCO : Moindre Carré Ordinaire

MEDAF : Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers

MEDAFI : Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers Internationaux

MSCI: Morgan Stanley Capital Indexes

OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Économique

SIC : Schwarz Indicator Criteria

TS: Trend Stationnary

UEM :Union Européenne et Monétaire

VECM:Vector Error Correction Model

Liste des tableaux

<u>Tableau II.2—1. Indicateurs de performance des marchés boursiers de Casablanca</u>	37
<u>Tableau II.3—1. Statistiques descriptives</u>	40
<u>Tableau II.4—1. Classement des marchés en fonction leurs rendement-risque</u>	45
<u>Tableau II.4—2. Coefficients de variation</u>	45
<u>Tableau II.4—3. Coefficients de corrélation</u>	46
<u>Tableau III.2—1. Tests Dickey et Fuller augmentés</u>	53
<u>Tableau III.2—2. Tests Philips et Perron</u>	53
<u>Tableau III.3—1. Régression de CFG 25 sur TUNINDEX</u>	55
<u>Tableau III.3—2. Test ADF du résidu CFG25 TUNINDEX</u>	55
<u>Tableau III.3—3. Test ADF du résidu ASE EFGI</u>	56
<u>Tableau III.3—4. Test ADF du résidu FTSE/JSE CFG25, FTSE/JSE EFGI, FTSE/JSE TUNIN</u> ,.....	57
<u>Tableau III.3—5. Test ADF des résidus CAC40 AMMAN, CAC40 CFG25, CAC40EFGI, CAC40 FTSE/JSE, CAC40 TUNINDEX</u>	57
<u>Tableau III.3—6. Test ADF des résidus MSCIEuro AMMAN, MSCIEuroCFG25, MSCIEuro EFGI, MSCIEuro FTSE, MSCIEuroTUNIN</u>	58
<u>Tableau III.3—7. Test ADF des résidus MSCIEurope AMMAN, MSCIEurope CFG25, MSCIEurope EFGI, MSCIEurope FTSE, MSCIEurope TUNIN</u>	58
<u>Tableau III.3—8. Test ADF des résidus MSCIMOND AMMAN, MSCIMONDE CFG25, MSCIMONDE EFGI, MSCIMONDE FTSE, MSCIMONDETUNIN</u>	59
<u>Tableau III.3—9. Choix du nombre de retard</u>	60

<u>Tableau III.3—10. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, France</u>	62
<u>Tableau III.3—11. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Euro</u>	63
<u>Tableau III.3—12. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Europe</u>	63
<u>Tableau III.3—13. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Monde</u>	63
<u>Tableau III.3—14. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Afrique du sud</u>	64
<u>Tableau III.3—15. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie –</u>	64
<u>Tableau III.3—16. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud</u>	65
<u>Tableau III.3—17. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France</u> ..	65
<u>Tableau III.3—18. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France,</u> <u>Euro</u>	66
<u>Tableau III.3—19. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France,</u> <u>Euro, Europe</u>	66
<u>Tableau III.3—20. Test de Johansen - Tunisie, Maroc, Égypte, Jordanie, Afrique du sud, France,</u> <u>Euro, Europe, Monde</u>	67
<u>Tableau III.4—1. Estimation de relations de cointégration avec rupture structurelle</u>	70
<u>Tableau IV.2—1. Vecteurs de cointégration normalisés</u>	76
<u>Tableau IV.2—2. Estimation de coefficients d'ajustements</u>	77
<u>Tableau IV.3—1. Tests de causalité de Granger</u>	79
<u>Tableau IV.4—1. Décomposition de la variance de ASE</u>	81
<u>Tableau IV.4—2. décomposition de la variance de CAC40</u>	81
<u>Tableau IV.4—3. décomposition de la variance de CFG25</u>	82
<u>Tableau IV.4—4. décomposition de la variance de EFGI</u>	82

<u>Tableau IV.4—5. décomposition de la variance de MSCI EURO</u>	82
<u>Tableau IV.4—6. décomposition de la variance de MSCI EUROPE</u>	83
<u>Tableau IV.4—7. décomposition de la variance de FTSE/JSE</u>	83
<u>Tableau IV.4—8. décomposition de la variance de TUNIN</u>	84

Liste des figures

<u>Figure II.4—1. Rentabilités de bourses africaines comparées à celles de différents marchés (1999-2007)</u>	42
<u>Figure II.4—2. Rentabilité comparées par année</u>	43
<u>Figure II.4—3. Relation rendement-risque (1999-2007)</u>	44
<u>Figure II.4—4. Corrélations glissantes _MSCIWORLD</u>	47
<u>Figure II.4—5. Corrélations glissantes _MSCIEURO</u>	48
<u>Figure IV.4—1. Réponse au choc en ASE</u>	85
<u>Figure IV.4—2. Réponse au choc en CAC40</u>	86
<u>Figure IV.4—3. Réponse au choc en CFG25</u>	87
<u>Figure IV.4—4. Réponse au choc en EFGI</u>	88
<u>Figure IV.4—5. Réponse au choc en MSCIEURO</u>	89
<u>Figure IV.4—6. Réponse au choc en MSCIEUROPE</u>	89
<u>Figure IV.4—7. Réponse au choc en FTSE/JSE</u>	90
<u>Figure IV.4—8. Réponse au choc en MSCIWORLD</u>	91
<u>Figure IV.4—9. Réponse au choc en TUNIN</u>	92

TABLE DES MATIÈRES

Dédicace.....	.01
Remerciement.....	.02
Sommaire.....	.03

Introduction générale

Motivation.....	.05
Cadre et objectif de l'étude.....	.07
Organisation du mémoire.....	.09

Chapitre I Contexte théorique

I.1. Introduction.....	.11
I.2. Intégration financière internationale.....	.12
I.2.1. Définitions.....	.12
I.2.2. Conditions de l'intégration financière internationale.....	.13
I. 2. 2. 1. Mobilité des capitaux.....	.13
I. 2. 2. 2. Substituabilité des actifs.....	.13
I.2.3. Intégration financière et diversification internationale.....	.14
I.3. Antécédents et travaux connexes.....	.15
I.3.1. Approche Feldestein Horioka.....	.16
I.3.2. Approche du (MEDAF).....	.17
I.3.3. Approche des coefficients de corrélation.....	.19
I.3.4. Approche de cointégration.....	.21
I.4. Conclusion.....	.30

Chapitre II L'ouverture financière des pays du Maghreb

II.1. Introduction.....	.32
II.2. Les marchés financiers Maghrébins.....	.33
II.2.1. Réformes des marchés boursiers.....	.33
II.2.2. Évolution des marchés des capitaux dans le Maghreb.....	.34
II. 2. 2. 1. Évolution de la bourse de Tunis.....	.34

II. 2. 2. 2. Évolution de la bourse de Casablanca.....	35
II.3. Présentation des données.....	38
II.3.1. Panel de pays retenus.....	38
II.3.2. Statistiques descriptives.....	40
II.4. Analyses empiriques préliminaires.....	41
II.4.1. Performances comparées.....	41
II.4.2. Distribution de la variance.....	43
II.4.3. Corrélation entre les marchés boursiers.....	46
II.5. Conclusion.....	49

Chapitre III Recherche des équilibres de long terme

III.1. Introduction.....	51
III.2. Stationnarité des séries.....	52
III.3. Estimation du nombre de relations de cointégration.....	54
III.3.1. Approche bivariée.....	54
III.3.2. Approche multivariée.....	60
III.4. Nombre de relations de cointégration avec ruptures structurelles.....	69
III.4.1. Test de Gregory et Hansen (1996).....	69
III.4.2. résultats du test.....	70
III.5. Conclusion.....	72

Chapitre IV Interdépendances financières de court terme

IV.1. Introduction.....	74
IV.2. Estimation du modèle à correction d'erreur.....	75
IV.2.1. Normalisation des vecteurs de cointégration.....	75
IV.2.2. Coefficients d'ajustements.....	77
IV.3. Détermination de relations causales.....	78
IV.3.1. Test de causalité de Granger.....	78
IV.3.2. Résultats des tests de causalité.....	78
IV.4. Analyse de l'impact des chocs.....	80
IV.4.1. Décomposition de la variance.....	80
IV.4.2. Analyse impulsionnelle.....	84
IV.5. Conclusion.....	93

Conclusion générale

Résultats obtenus.....	96
Perspectives.....	97

Annexes

Annexe A :Représentation graphique des indices.....	100
Annexe B :Stationnarité.....	103
Annexe C :Notion de cointégration.....	109
Annexe D : Représentation graphique des relations de cointégration.....	115
Références bibliographiques.....	116
Liste des sigles.....	124
Liste des tableaux.....	125
Liste des figures.....	128
Table des matières.....	129